

勞 動 經 濟 論 集  
 第30卷(2), 2007. 8, pp. 87~118  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 대학서열과 노동시장 성과 - 지방대생 임금차별을 중심으로 -\*

오 호 영\*\*

본 논문에서는 한국직업능력개발원의 『전문대 및 대학 졸업생 경제활동상태 추적조사』 2005년 자료를 주로 이용하여 대학서열화와 노동시장 성과 간의 관계를 지방대 졸업생에 대한 임금차별을 중심으로 분석하였다. 주요 결과로는 첫째, 지방대학 졸업생 월평균 임금은 174.77만원으로 수도권대학 졸업생에 비해 11.5% 낮았으나 지방대학의 낮은 수능점수에 상당 부분 기인하였다. 둘째, 위계선형모형(Hierarchical Linear Model)을 적용하여 학교의 임금효과를 추정한 결과 개인간 임금차이의 12.2%만이 학교간 차이에 기인하는 것으로 나타나 학교효과가 예상보다 작음을 확인하였다. 셋째, 대학 진학시의 선택편의(selection bias)를 고려한 Heckman형 2SLS 임금함수를 추정한 후 Neumark 임금분해를 시도한 결과 수도권대학과 지방대학 졸업생 간 임금격차는 전적으로 수도권대학 졸업생의 인적 속성과 직업 속성상의 우위에 기인하였으며, 특히 수도권에 집중된 상위권 대학의 영향이 결정적으로 작용하였다. 넷째, 분위회귀 기법을 적용하여 임금분위별 지방대생 차별을 분석한 결과 임금분위와 무관하게 대체로 -4.01%~-2.51% 범위의 임금차별이 관찰되었다.

—주제어 : 대학서열화, 지방대학, 임금차별, 위계선형모형, 선택편의

### I. 문제 제기

대학서열화는 대학 진학시의 학교 및 학과 선택에 영향을 미치는 데서 그치는 것이

\* 유익한 논평을 해주신 두 분 익명의 토론자와 부경대학교 유장수 교수께 감사드리며, 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 몫임을 밝혀 둔다.

\*\* 한국직업능력개발원 부연구위원(hyoh@krivet.re.kr)

아니라, 졸업 이후의 사회생활에도 지속되는 특징을 갖는다. 결혼, 취업, 승진, 사업 등에서 출신 대학을 중시하는 사회적 관습이 형성되어 있고, 학벌 내부의 폐쇄적 집단 의식으로 인하여 출신 대학에 따른 차별적 대우가 존재한다는 일반적 믿음이 있다. 장·차관, 국회의원, 최고경영자 등 상류층의 상당수가 명문대 출신으로 채워져 있는 데서 나타나듯 명문대학은 계층 상승을 위한 중요한 통로로 인식되고 있다. 또한 노동시장에서도 노동시장 진입 단계인 취업에서부터 노동시장 진입 이후의 승진, 배치, 임금 등에 이르기까지 출신대학에 따른 차별 문제가 지속적으로 제기되어 왔다. 이처럼 출신 대학이 개인의 생애 전반에 걸쳐 커다란 영향을 미치기 때문에 국민 대다수는 일류대학 진학에 집착하지 않을 수 없으며, 대학 입시가 과열되는 원인이 되고 있다.

대학서열화는 “특정 기준을 중심으로 대학별 위계가 결정되고 그것이 고착화되는 현상”으로 정의할 수 있는데, 대학서열 자체는 부정적 의미를 내포하지 않는다. 합리적 기준에 의해 설정된 대학서열은 대학간 공정경쟁을 촉진하고, 교육소비자의 합리적 학교 선택권을 보장하며, 기업의 인력채용시 신호제공 역할을 한다는 점에서 순기능을 갖는다. 다만, 개별대학의 교육여건, 연구역량, 교육 및 연구성과 등과 무관하게 대학서열이 결정되거나, 변화된 현실을 반영하지 못하고 서열 자체가 경직화될 경우에 대학간 건전 경쟁과 대학의 인적자원개발을 저해하는 역기능이 현저하게 되는 것이다.

대학서열은 장기간에 걸친 대학간 경쟁에 의해 확립되는 것이 보통이다. 대학의 사명으로 일컬어지는 교육, 연구, 그리고 사회봉사 등은 고도의 전문성을 요하고, 단기간에 성과가 드러나지 않는 속성을 갖고 있어 성과와 업적을 평가하기가 쉽지 않기 때문이다. 다만, 우리나라의 경우 대학의 역사가 일천하고, 국가 주도의 입시제도, 국립대학의 높은 위상 등 대학 발전에 대한 국가의 영향력이 막대하였기 때문에 대학서열은 그동안 평판이나 명성, 사회적 인식 등에 따라 크게 좌우되어 왔다. 실증적으로 출신대학에 따라 과연 사회적 차별이 존재하는지, 그리고 존재한다면 어느 정도인지를 측정하는 것은 쉽지 않은 문제이다. 출신 대학은 일정 정도 개인별 능력의 차이를 포함하고 있는 동시에 사회일반의 차별적 통념이나 인식을 반영하고 있기 때문이다.

한편, 우리나라 고등교육의 60% 이상은 지방대학에서 이루어진다. 2005년 현재 인구의 48.3%가 서울·경기·인천 등의 수도권에 집중되어 있지만, 지방대학은 4년제 대학교 수에서 59.8%, 4년제 대학 재학생 수에서 61.9%를 담당하고 있다. 대학 진학률이 80%를 상회하는 고등교육 대중화 단계에서 이제 고등교육기관은 순수학술 영역에서의 교육, 연구라는 전통적 기능에 덧붙여 직업능력개발과 숙련형성이라는 새로운 과제를 부여받

고 있다. 이처럼 지방대학의 역할이 막중함에도 불구하고 대학서열화의 부정적 영향은 지방대학에 집중되고 있다. 류장수(2003)는 현재와 같은 지방대학 및 지역의 총체적 위기는 지방대 취업난과 밀접한 관련성이 있다고 분석하고 있다. 즉 수도권대학 졸업생에 비해 지방대학 졸업생의 취업난이 계속된다면, 지방에서 수도권으로의 우수인재 유출이 가속화되고 그 결과 지방은 더욱 낙후되는 악순환에서 벗어나기 어렵다고 주장하였다.

지방대학 졸업생에 대한 차별과 그로 인한 지방대학의 패배주의와 자조는 국가 인적자원개발의 측면에서 결코 바람직하지 않다. 2005년 현재 4년제 지방대학 110개교에 재학중인 115 만명에 달하는 대학생들이 인적자원개발에 의욕과 희망을 갖지 못할 경우, 고등교육 인적자원개발의 한 축이 무너지는 것과 마찬가지로 때문이다. 따라서, 현재 지방대학 졸업생에 대한 차별 현황은 어떠한가, 필요한 정책적 대응의 방향이 무엇인가를 밝히는 노력은 대학의 인적자원개발 노력을 활성화하고 능력주의 사회를 정착시키는 데 있어서 핵심적 중요성을 갖는다.

본 논문의 목적은 대학서열화와 졸업생 임금 간의 관계를 지방대 졸업생에 대한 노동시장내 차별문제를 중심으로 심층분석하고 대학정책에 대한 시사점을 도출하는 데 있다. 지방대학은 대학서열화에 의해 형성된 위계질서 내에서 중하위 계층을 차지하고 있기 때문에 대학서열화의 부정적인 영향이 집중되게 된다. 대표적으로 지방대 졸업생의 임금은 수도권대 졸업생에 비해 불리하며, 취업기회도 매우 제한적이다. 본 연구에서는 임금분석에 초점을 맞추어 수도권과 지방대 졸업생 간의 임금격차를 살펴보고, 이 중 차별에 기인하는 부분을 식별하고자 한다. 구체적인 연구 주제는 다음과 같다.

첫째, 대학별 수능평균점수 순서에 의해 측정되는 대학서열과 대학별 임금서열 간의 관계를 분석하여 과연 대학서열이 임금서열로 연결되고 있는지를 검토한다. 둘째, 개인별 자료를 활용하여 졸업생간 임금차이를 학교간 차이와 학교내 차이로 분해하여 출신대학의 임금효과를 분석한다. 셋째, 학교별 교육여건 차이, 수능성적으로 측정되는 개인능력 차이, 일자리 특성 등을 모두 통제한 후의 지방대 임금차별을 파악한다. 또한 임금분포상의 위치에 따른 지방대 임금차별을 분석함으로써 지방대 차별이 어떤 양상으로 전개되고 있는지를 살펴본다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 차별에 관한 이론을 살펴보고 선행연구를 검토하여 분석의 시사점을 도출하며, 제Ⅲ장에서는 대학서열과 임금의 관계를 학교수준과 개인수준에서 각각 개관한다. 제Ⅳ장에서는 수도권대학과 지방대 졸업생 간 임금격차에 관한 실증분석이 시도되는데, 위계선형모형을 이용한 출신 학교의 임금효과 분석,

Heckman형 2SLS 추정방법을 적용한 임금격차 분해가 각각 이루어진다. 제V장에서는 분위회귀 기법을 적용하여 임금분위별로 수도권대학과 지방대학 졸업생 간 임금격차의 양상을 분석하며, 제VI장은 본 논문의 결론이다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

### 1. 이론적 배경

차별(discrimination)은 노동경제학에서 많이 다루어진 주제로서 주로 임금차별이 연구되어 왔다. 노동시장 차별은 동일한 생산성을 가진 근로자가 성, 인종, 민족 등과 같은 인구학적 속성으로 인하여 보상이 달라지는 것으로 정의된다(Ehrenberg and Smith 1994). 흔히 두 집단 간의 임금격차(wage differentials)는 생산성의 차이(difference)와 생산성과 무관한 차별(discrimination)로 분해되는데, 차이와 차별을 구분하는 것은 용이하지 않다. 경제학에서 차별의 발생 원인을 설명하는 이론은 크게 선호차별(taste-based discrimination), 통계적 차별, 그리고 구조적 차별로 대별해 볼 수 있다<sup>1)</sup>.

첫째, 선호차별은 비주류 집단의 구성원과 교류하는 것을 반대하는 주류 집단의 일부 구성원에 의해 발생한다. 특정 집단에 대한 임금차별은 사용자, 동료, 고객 등이 이들에 대하여 차별적 선호를 갖고 있기 때문이다. 그러나 이러한 선호차별에 사로잡힌 기업은 노동시장이 경쟁적인 조건하에서는 경제적 불이익에 직면하게 되므로 장기적으로 지속되기 어려운 속성이 있으며, 따라서 중요한 관심 대상은 아니라고 할 수 있다.

둘째, 비주류 집단 구성원의 숙련이나 행동에 대한 불완전한 정보의 존재로 인해 고용주들이 가지는 통계적 차별이다. 이 이론은 Phelps(1972)와 Arrow(1973)에 의해 처음 도입되어 현재 노동시장에서의 차별을 설명하는 가장 영향력 있는 이론으로 부상하였다. 본고에서 다루고 있는 지방대학 졸업생 차별은 통계적 차별에 의해 용이하게 설명될 수 있다. 예컨대, 신규채용을 해야 하는 사용자는 구직자에 대한 정보가 제한되어 있는 정보비대칭(information asymmetry)의 제약하에 놓여 있다. 이때 사용자는 개인의 실제 능력을 대신할 수 있는 선행적 지식이나 정보를 근거로 개인의 생산성을 예측할 수밖에

1) 이하의 내용은 유경준·황수경(2004)을 중심으로 재정리한 것이다.

없다. 만약, 사용자가 수도권대학 출신과 지방대학 출신의 평균적 속성을 근거로 채용 결정을 할 경우, 지방대학을 졸업한 특정인의 능력이 아무리 우수하더라도 그가 속한 집단의 평균적 속성이 열위에 있을 경우 채용 과정에서 차별에 직면하게 될 것이다.

셋째, 노동시장이 구조적으로 나누어져 있을 때도 차별이 발생할 수 있다. 노동시장이 1차 노동시장과 2차 노동시장, 독과점기업과 경쟁기업 등으로 구조적으로 분단되어 있다면, 기득권을 차지하고 있는 집단은 자신들의 우월적 지위를 지속시키기 위하여 진입 장벽을 더욱 높이게 될 것이다. 그 결과 1차 노동시장과 2차 노동시장 간의 임금격차는 생산성격차 이상으로 벌어지게 되고 차별로 귀결되게 된다.

한편 대졸자의 출신 학교에 따라 노동시장 내에서 불평등이 발생하는 원인을 능력의 차이로 설명하는 대표적 이론으로는 인적자본이론, 선별가설, 동료집단(peer effect)가설 등이 있다. 우선 인적자본이론에서는 능력이 뛰어난 학생이 우수대학(elite college)에 모여들고, 우수대학은 교수·재정·교육환경 등에서 질적으로 우수한 교육서비스를 제공하기 때문에 노동시장에서 발생하는 출신 대학별 임금격차의 상당 부분은 능력의 차이에 기인하게 된다. 선별가설(screening hypothesis)에서는 우수대학의 인적자원개발 기능보다 학생선발 기능에 강조점을 둔다. 우수대학들은 그들이 갖고 있는 지위와 명성을 이용하여 다수의 지원자 중에서 유능한 신입생을 엄선하는 체(filter)의 역할을 하고 있으며, 이것이 노동시장에 신호(signal)가 되어 우수대학 출신의 고임금으로 이어진다 (Spencer 1973). 동료집단 가설은 학생의 학업성취도(academic achievement)의 결정요인으로서 동급생의 중요성을 강조하는 교육학 이론이다. 즉 우수대학에 우수한 학생들이 모이고 학생들 간의 상호작용과 네트워크로부터 발생하는 긍정적 외부효과가 크기 때문에 우수대학 졸업생의 능력이 신장된다는 것이다.

본고에서는 인적자본이론에 입각하여 “지방대학 졸업생의 불리한 노동시장내 지위가 상당 부분 능력의 차이에 의해 설명될 것이다”는 가설을 설정하고 이를 검증하고자 한다. 즉 지방대학의 상당수가 대학서열의 중하위권에 분포하고 있고 이러한 대학서열이 임금서열을 상당 부분 결정한다고 본다면, 수도권대학 졸업생에 비교한 지방대학의 상대적 저임금은 상당 부분 능력차이에 기인할 것이기 때문이다.

## 2. 선행연구 검토

출신 대학에 따른 노동시장에서의 임금격차 문제는 외국에서 많이 다루어져 온 연구

주제이다. 그러나 우리나라에서는 출신 대학에 관한 정보를 포함한 임금자료가 희소하였기 때문에 연구가 제한적으로 이루어져 왔다.

해외연구는 주로 명문 대학(elite college)을 졸업할 경우 경제적 보상이 있는지에 초점이 맞추어져 왔다. 명문 대학에 대한 정의, 실증분석 자료, 실증분석 방법론 등이 상이하기는 하지만, 많은 연구들이 명문 대학 졸업생의 경제적 성과가 더 높다는 점을 밝히고 있다(Brewer, Eide, & Ehrenberg 1999 ; Bowen & Bok 1998 ; Behrman, Rosenzweig, & Taubman 1996 ; Loury & Garman 1995 ; Kingston & Smart 1990). 그러나 몇몇 연구에서는 명문 대학 졸업생의 경제적 성과가 여타 대학 졸업생과 비교하여 유의한 차이가 없다는 결과를 제시하고 있다(Black & Smith 2003 ; Dale & Krueger 1999).

우리나라에서 출신 대학에 따른 노동시장 성과를 본격적으로 분석한 연구로는 장수명(2002)을 들 수 있다. 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 중앙일보의 대학평가를 기준으로 최상위 5개 명문 대학의 임금효과를 추정한 결과 시간당 임금 기준으로 42%의 임금프리미엄이 존재하는 것으로 보고하였다. 여기서 특히 주목해야 할 점은 5개 명문 대학의 경우에는 뚜렷한 임금프리미엄이 존재하는 반면, 그 이하의 순위에서는 유의한 임금프리미엄이 존재하지 않는다는 점이다. 이것은 소수의 명문 대학을 제외하고는 대학서열에 따른 임금차이가 존재하지 않을 가능성을 시사한다.

한편 본고에서 다루고 있는 지방대학 졸업생의 임금차별에 대해서는 류장수(2003)의 연구가 있다. 한국산업인력공단 중앙고용정보원(현 한국고용정보원)의 『청년패널조사』 자료를 이용하여 수도권대학과 비교한 지방대학 졸업생의 임금차별을 분석한 결과, 여타 요인을 통제 한 후에도 월평균 임금 기준으로 지방대학 졸업생에 대한 임금차별은 전문대학 4.8%, 4년제 대학 12.5%가 존재하였다.

지방대 졸업생 임금차별과 관련하여 선행연구의 한계와 분석에 대한 시사점을 도출해 보면 다음과 같다. 첫째, 장수명(2002)의 연구는 분석에 사용된 자료의 수가 많지 않고 여러 코호트를 동시에 포함하여 분석하고 있기 때문에 연령 구성의 차이가 제대로 통제되지 않는 한계가 있다. 34세 이하와 35세 이상으로 연령 구간을 나누고는 있으나, 노동시장에 진입한 이후의 인적자본개발의 차이, 승진·배치, 노동이동 등의 영향이 제대로 통제되어 있다고 보기 어렵다. 아울러 본고에서 살펴보고자 하는 지방대학 졸업생 임금차별에 관한 분석도 시도되지 않았다.

둘째, 류장수(2003)의 경우에는 개인능력의 대리변수라 할 수 있는 출신 학과의 수능 점수를 통제하지 못하고 분석한 한계가 있다. 앞서 선별가설에서 논의한 바와 같이 대학

은 인적자원개발 기능을 수행함과 동시에 능력을 기준으로 신입생을 선발하는 일종의 선별장치(screening device)로서 기능하고 있다. 출신 대학 및 학과가 완전하지는 않지만 개인의 능력에 대한 일종의 신호기제로서 작용하고 있다는 점을 감안하면 이에 대한 통제가 필수적이다.

셋째, 두 연구 모두에 해당되는 것으로서 자료의 성격을 고려한 실증분석 방법론 적용상의 한계도 지적할 수 있다. 두 연구는 모두 OLS 회귀분석 방법을 적용하여 분석하고 있는데, 본고와 같이 ‘대학-학생’이라는 위계적 특성을 갖는 자료의 경우에는 추정상의 오류가 나타날 수 있다. 출신 대학을 하나의 클러스터(cluster)라고 한다면 클러스터화 되어 있는 정도는 동일 클러스터내 개인별 측정치 간의 상관관계에 의해 표현될 수 있다. 개별 대학이라는 클러스터별로 정도는 다르다고 할지라도 이러한 상관관계가 존재할 경우에는 OLS 회귀분석 기법을 적용하기 위한 기본 조건인 독립성 가정을 위배하게 된다. 따라서, 본고에서는 대학-학과의 위계적 성격을 갖는 분석 자료의 특성을 감안하고, 동일 학교 출신 학생들 간의 상관관계를 고려하기 위하여 위계선형모형(Hierarchical Linear Model)을 적용한다. 아울러 수도권대학에 진학할 것인지, 아니면 지방대학에 진학할 것인지에 관한 의사결정이 임의적(random)이 아니라 체계적(systematic)으로 이루어지는 선택편의(selection bias)가 존재할 가능성을 고려하여 Heckman형 2SLS 모형을 적용하여 임금함수를 추정한다.

### Ⅲ. 대학서열과 임금

#### 1. 자료의 구성

대학서열과 노동시장 성과를 분석하기 위하여 주로 사용하는 자료는 한국직업능력개발원에서 2003년부터 격년으로 실시하고 있는 「전문대 및 대학 졸업생 경제활동상태 추적조사」(이하 졸업생조사) 2005년 자료이다. 「졸업생조사」의 출신 학교 및 학과 정보를 기초로 한국교육개발원의 「고등교육기관 교육시설 현황」 DB, 진학사의 「대학·학과별 수능평균성적」 DB, 한국대학연구소의 「대학재정」 DB를 결합한다.

개별 자료의 특성 및 실증분석 자료의 구성방법은 다음과 같다. 첫째, 주로 이용하는

자료인 『졸업생조사』는 전문대 및 대학 졸업생의 학교교육, 직업세계 이행을 위한 준비, 이행과정, 경제활동상태, 노동시장 성과 등에 대한 실태조사를 바탕으로 학생, 학부모, 근로자 등에게 노동시장 상태에 관한 신호를 제공하고 인력수급정책 수립에 활용하는 것을 목적으로 한다. 전공(소분류 기준)과 성별을 고려하여 층화표본추출법에 의하여 전문대 졸업생 12,721명, 4년제 대학 졸업생 13,320명을 조사하였다. 본 연구에서는 대학서열이 주로 4년제 대학에서 나타나는 현상이라는 점을 감안하여 4년제 졸업생만을 분석 대상으로 한다.

둘째, 대학별 교육의 질을 측정하기 위하여 한국교육개발원의 고등교육기관 교육시설 현황 자료를 『졸업생조사』와 결합한다. 한국교육개발원의 고등교육기관 교육시설 현황 자료에는 1998년 이후 매년도의 전국 전문대 및 대학별 교수학생 비율, 학생 1인당 건물 면적 등이 포함되어 있다<sup>2)</sup>.

셋째, 학교·학과별 학생 능력의 차이를 감안하기 위하여 진학사에서 구축한 대학·학과별 신입생 수능평균점수 DB를 『졸업생 조사』에 결합한다. 구체적으로 『졸업생조사』상의 개인별 출신 학교 및 학과 정보를 활용하여 1998학년도 학교·학과 수능평균입학성적을 결합하는 방법을 사용한다<sup>3)</sup>. 한편 수능평균입학성적은 개인의 능력을 나타내 주는 동시에 동료그룹효과(peer group effect)를 포착하여 대학의 질을 나타내는 변수로 사용되기도 한다. 따라서 본 연구에서 수능평균입학성적은 개인의 능력을 통제하는 변수이자, 대학의 질을 측정하는 변수로 동시에 사용된다(장수명 2002).

넷째, 한국대학교육연구소에서는 1997년 이후 전국 122개 사립대학의 재정 분석과 교

2) 이 밖에도 교육의 질을 측정(measure)하는 대리변수로는 흔히 학교별 교수의 평균 연봉, 학생 1인당 장학금 지급액, 대학별 평가순위 등이 함께 고려된다. 본 연구에서는 이들 변수를 모두 파악할 수 없었기 때문에 교육의 질을 가장 잘 측정할 수 있는 변수로서 교수학생 비율과 학생 1인당 건물 면적을 사용한다.

3) 이와 같은 방식으로 수능평균입학성적을 구성한 이유는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 사용한 자료는 2003학년도 전문대 및 대학 졸업생을 대상으로 하고 있지만, 졸업생에 따라 입학 시점이 상이하기 때문에 중간치에 해당하는 입학 연도를 선택하여 대학은 졸업 5년 전, 전문대학은 졸업 3년 전 수능성적을 사용하였다. 예를 들면, 대학의 경우 2003학년도 졸업자 10,605명 중 1995년 이전 입학자가 1,489명(14.0%), 1996년도 입학자가 2,271명(21.4%), 1997~98년도 입학자가 2,410명(22.7%), 1999년도 입학자가 3,455명(32.6%) 등이다. 둘째, 졸업생의 능력을 보다 정확하게 측정하려면 개인별 입학 시점에 맞춰 학교·학과별 수능평균성적을 사용해야 할 것이다. 그러나 각 학년도간 수능성적의 절대치 비교가 곤란하다는 점과 학교·학과별 수능평균성적은 단기간 내에는 비교적 안정적일 것이라는 점을 감안한다면 특정 입학 연도의 수능성적을 사용하더라도 추정 결과는 크게 달라지지 않을 것이다.

육여건 실태를 파악할 목적으로 DB를 축적하여 오고 있다. 동 자료는 국공립대학이 제외되고 사립대학만을 포함하는 한계에도 불구하고, 대학별 재정 및 교육여건을 간접적으로 파악할 수 있다는 점에서 대학서열의 성격과 결정요인을 분석하는 데 핵심적인 중요성을 갖는다. 여기에 포함된 변수는 학비감면 학생수, 운영수입, 운영지출, 인건비, 연구학생경비 및 관리운영비, 기부금, 재단전입금, 등록금 등이며, 학교·학과 변수를 이용하여 「졸업생조사」와 결합한다.

이러한 방식으로 자료를 결합한 결과, 결측치를 제외하고 최종적으로 분석에 사용된 자료는 4년제 대학 122개교(수도권대학 44개교, 지방대학 78개교)이며, 현재 취업상태에 있는 졸업생 수는 7,835명(수도권대학 졸업생 3,570명, 지방대학 졸업생 4,265명)이다.

## 2. 대학서열과 임금

대학별 수능서열과 임금 간의 관계는 두 가지 수준에서 분석이 가능한데, 졸업생의 출신 대학 수준에서 분석하는 방법과 졸업생 개인 수준의 분석이 그것이다. 우선 대학 수준의 분석자료 구성방법을 소개하면, 대학별 평균 임금은 한국직업능력개발원의 「졸업생조사」 개인별 월평균 임금을 출신 대학별로 산술평균하여 작성하였으며, 대학별 평균수능점수는 진학사의 「대학·학과별 수능평균성적」 DB상의 학과별 수능점수에 학과별 입학정원을 가중치로 한 학교별 가중평균값을 사용한다. 기타 학교 특성과 관련된 변수는 한국교육개발원의 「교육통계 DB」와 한국대학연구소의 「대학재정 현황」 DB를 결합하였다.

<표 1>에서 학교 수준의 요약 통계를 살펴보면, 수능점수는 지방대학이 252.73점으로서

<표 1> 학교수준의 요약통계

		전체	수도권대	지방대
평 균	수능점수(점)	270.17	301.08	252.73
	임금(만원)	177.4	185.65	172.75
	재학생수(명)	10,554.26	9,609.81	11,174.06
	교수수(명)	281.57	263.45	293.65
	교수 1인당 학생수(명)	45.87	45.76	45.93
	학생 1인당 건물 면적(m <sup>2</sup> )	6.28	5.86	6.51
	학생 1인당 운영지출 총액(천원)	4,057.53	5,014.82	3,172.03
	운영수입 대비 등록금 비율	0.31	0.33	0.30
빈도수	국공립대학	44	4	40
	사립대학	78	28	50
	전체	122	32	90

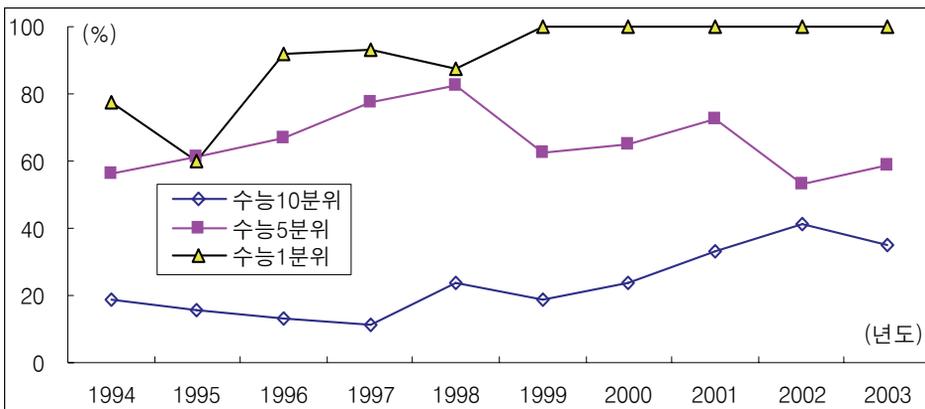
수도권대학의 301.08점에 비해 16.1% 낮고, 월평균 임금은 지방대학이 172.75만 원으로 수도권대학의 185.65만 원에 비해 6.9% 낮게 나타난다. 수도권대학과 지방대학 졸업생 간에는 수능격차에 비해 임금격차가 상대적으로 작으며, 이것은 능력 차이를 감안할 경우 지방대학 졸업생 임금차별이 그리 크지 않을 가능성을 시사한다.

재학생수, 교수수 등을 기준으로 대학 규모를 비교해 보면, 평균적으로 수도권대학에 비해 지방대학이 더 큰 것으로 나타난다. 교육여건을 살펴보면 학생 1인당 건물 면적, 학생 1인당 운영지출 총액 등에서는 지방대학이 수도권대학에 비해 우위에 있고, 교수 1인당 학생수는 큰 차이를 보이지 않았으며, 운영수입 대비 등록금 비율은 수도권대학이 약간 더 높다. 특히 학생 1인당 운영지출 총액은 수도권대학이 지방대학에 비해 58.1% 높은 1,842만 원으로 나타나 격차가 매우 큰 특징을 보였다.

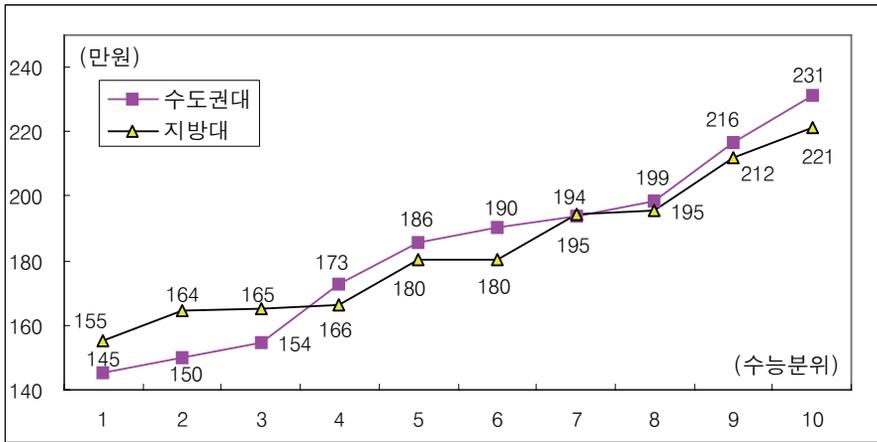
[그림 1]에는 수능 10분위별 지방대학 점유 비율이 도시되어 있는데, 이에 따르면 최하위(수능 1분위)에서는 지방대학의 점유 비율이 1999년 이후 100%를 차지하고 있으며, 최상위(수능 10분위)에서는 지방대학의 점유 비율이 지속적으로 상승하는 양상을 보이고 있다. 이는 지방대학 내부에서 수능성적을 기준으로 일종의 양극화가 진행되고 있음을 시사하는 것이다.

한편, 개인 수준의 분석을 위한 자료는 한국직업능력개발원의 「졸업생조사」, 개인별 자료에 진학사의 「대학·학과별 수능평균성적」 DB를 결합하여 사용한다. [그림 2]에는 개인 자료를 이용하여 계산한 수능 10분위별 수도권대학 졸업생과 지방대학 졸업생 간의 월평균 임금이 도시되어 있다. 수능 10분위수는 졸업생 전체를 대상으로 계산하였는데 이는

[그림 1] 수능 10분위별 지방대 분포



(그림 2) 수능분위수별 수도권대학과 지방대학 졸업생 간 임금격차



수도권과 지방 간에 수능분위수별 점수 차이가 거의 없었기 때문이다. 이를 살펴보면 전체적으로 개인 수준에서도 학교 수준과 유사하게 수능점수와 임금 간에는 양의 상관관계가 존재함을 확인할 수 있다.

전반적으로 수능분위수별 수도권대학과 지방대학 졸업생 간 임금격차는 크지 않은 것으로 나타났다. 하위 3분위까지는 지방대학 졸업생의 임금이 오히려 더 높으며, 최상위인 수능 10분위에서는 수도권대학 졸업생 임금이 지방대학 출신에 비해 4.5% 높은 231만 원을 나타냈다. 한편 수도권과 지방대학 모두에서 수능 최상위의 임금은 최하위에 비해 약 1.5배 정도의 격차를 보여 수능점수에 따라 상당한 수준의 임금격차가 관찰되었다.

## IV. 수도권대학과 지방대 졸업생 간 임금격차

### 1. 출신 학교의 임금효과 실증분석

#### 가. 위계선형모형

임금격차 분석에 앞서 출신 대학이 개인의 임금이 얼마만큼의 영향을 미치는지 분석하기 위하여 위계선형모형(hierarchical linear model)을 적용한다. 이 같은 분석이 필요

한 이유는 개인간 임금차이는 이론적으로 출신 학교간의 차이와 출신 학교내의 개인간 차이로 분해할 수 있는데, 개인간 임금차이 중 얼마만큼이 과연 학교 요인의 영향을 받는가를 살펴봄으로써 임금차이에 있어서 출신 대학의 중요성을 살펴볼 수 있기 때문이다. 위계선형모형 적용은 분석자료의 성격이 학교-개인의 위계적 특성을 갖고 있으며, 졸업생 임금이 개인의 숙련과 능력이라는 요소와 더불어 출신 대학에도 영향을 받는다는 점을 반영하기 위해 필요하다. 실증분석을 위한 위계적 선형모형은 다양한 방식으로 구성할 수 있으나, 본 연구에서는 비교적 단순한 형태의 다음과 같은 혼합모형(mixed model)을 이용하여 추정한다.<sup>4)</sup>

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (1-1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} \quad (1-2)$$

$$Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j) + (u_{0j} + r_{ij}) \quad (1-3)$$

여기서  $r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$  및  $u_{0j} = N(0, \tau_{00})$ 임.

식 (1-1)은 출신 대학 및 개인 특성이 배제된 상태에서 개인별 임금을 개별 학교의 평균과 오차항의 두 부분으로 나눈 것이다. 위계적 선형모형의 특징은 식 (1-1)에서 배제된 학교 특성 변수의 영향을 회귀모형식의 상수항 추정계수를 활용하여 분석에 포함시킬 수 있다는 것이다. 즉 상수항 회귀계수값을 종속변수로, 학교 특성을 독립변수로 취하는 회귀모형식에 의하여 학교 특성 변수의 영향을 파악한다. 이렇게 보면 마치 2단계 선형모형과 다를 바 없는 것처럼 보이지만 선형모형에서는 1수준 모형과 2수준 모형이 별개로 추정되는 것이 아니라 하나의 구조방정식(Structural Equation)으로서 동시 추정(simultaneous estimate)된다는 점에서 구분된다. 식 (1-3)에서 앞의 괄호는 고정효과(fixed effects)를, 그리고 뒤의 괄호는 임의효과(random effects)를 각각 나타낸다.

다음으로 추정계수들의 의미를 살펴보면,  $\gamma_{00}$ 는 상수항으로서 전체 대학 졸업생의 월평균 임금의 평균(grand mean)을,  $\gamma_{01}$ 은 지방대학 여부(Z)가 임금에 미치는 효과를 각각 포착한다. 또한  $\sigma^2$ 은 오차항으로서 모형에 의해 설명되지 않는 출신 학교내(within school) 졸업생간 임금분산을,  $\tau_{00} = Var(u_{0j})$  역시 오차항으로서 졸업생 임금의 학교간(between

4) 본고에서 소개하고 있는 HLM 모형의 주요 내용은 Raudenbush and Bryk(2002, pp.99~116)을 중심으로 요약 정리한 것임을 밝힌다.

school) 분산을 각각 의미한다. 오차항  $r_{ij}$ 와  $u_{0j}$ 는 서로 독립이므로 총분산  $Var(Y_{ij}) = Var(u_{0j} + r_{ij}) = \tau_{00} + \sigma^2$  이 된다.

따라서 졸업생 임금의 총분산은 학교간 분산과 학교내 분산으로 구성되며, 개인간 임금차이가 학교간 차이에 기인하는 부분과 동일 학교내 졸업생 간 차이에 기인하는 부분으로 분해될 수 있다. 즉  $\rho = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2)$ 은 개인간 임금차이 중 학교간 차이에 의해 설명되는 비율이 된다. 여기서 상수항 이외의 설명변수를 포함하지 않고 추정하는 무조건부 평균 모형(unconditional means model)은 총변동의 분해를 위한 기준점을 제공한다. 즉 무조건부 평균 모형을 기준으로 설명변수를 추가할 때 총분산, 학교간 분산, 학교내 분산 등이 어떻게 변화하는지를 비교하여 설명변수의 영향력 크기를 측정할 수 있다.

### 나. 실증분석 결과

위계선형모형을 적용하여 개인별 임금결정요인을 분석한 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 모형은 변수 조합에 따라 총 4개를 추정하였으며, 모형 1은 무조건부 평균 모형이고 나머지는 조건부 평균 모형이다. 결측치를 제외하고 분석에 포함된 학교수는 총 122개교의 졸업생 7,835명이다. 종속변수는 월평균 임금에 자연로그를 취한 값이며, 설명변수는 지방대학 더미변수와 개인별 수능성적이다.

검정통계량 추정결과 모형은 전체적으로 유의한 것으로 나타났다. 여기서 특히 주목해야 할 것은 학과별 수능점수 총변동 중 학교요인의 영향을 의미하는  $\rho = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2)$  값이다.  $\rho$  값은 개인간 임금 변동을 학교간(between school) 변동과 학교내(within school) 변동으로 분해하였을 때 총변동 중 학교요인의 비중을 백분율로 표시한 것이다. 따라서  $\rho$  값을 통하여 학교요인이 개인별 임금을 결정함에 있어서 어느 정도 영향을 미치는지 파악할 수 있게 된다.

<표 2>에서 모형 1의  $\rho$  값을 살펴보면 졸업생 임금변동 중 학교간 변량에 의해 설명되는 부분은 12.2%로 나타났다. 즉 개인간 임금차이의 12.2%는 학교간 차이에 의해서, 그리고 나머지 87.8%는 학교내 졸업생간 차이에 의해 발생함을 의미한다. 모형 2에서 지방대학 더미를 포함시킨 결과 수도권대학과 비교하여 지방대학생의 임금은 9.3% 낮은 것으로 나타났다. 또한 지방대 더미변수를 포함시킬 경우  $\rho$  값은 10.7%로서 총임금변동 중 학교간 차이에 기인하는 부분의 23.6%  $(= (12.2 - 9.3) / 12.3)$ 가 설명된다.

한편, 모형 3에서는 개인별 수능점수를 포함시켜 추정하였는데, 수능점수 1점당 0.27%

의 임금상승 효과가 포착되었다. 아울러 개인별 수능점수를 포함시킬 경우  $\rho$  값은 5.5%로서 총임금변동 중 학교간 차이에 기인하는 부분의 54.5% $(=(12.2-5.5)/12.3)$ 가 설명된다. 모형 4에서는 지방대 더미와 수능점수를 동시에 포함하여 추정하였는데, 지방대학 더미 변수는 유의하지 않았다. 이러한 결과는 개인능력의 대리변수라 할 수 있는 수능점수를 포함시킬 경우 수도권대학과 지방대학 간 임금차별이 존재하지 않는다는 의미로서 외견상 관찰되는 11.5%의 임금격차가 모두 능력 차이에 기인함을 의미한다. 이상의 분석을 통해 개인간 임금차이 중 출신 학교간 차이에 의해 설명되는 부분은 12.2%로 그다지 높지 않으며, 수능점수에 의해 학교간 임금차이의 절반 가량이 기인하고 있음을 확인하였다.

〈표 2〉 위계선형모형(HLM) 추정 결과

		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
고정효과 (fixed effects)	상수항	5.1203***	5.1789***	4.3905***	4.3718***
	지방대 더미 (지방대=1, 수도권대=0)	-	-0.0928***	-	0.0167
	수능점수(점)	-	-	0.0027***	0.0027***
임의효과 (random effects)	총 변량(A)	0.1442	0.1417	0.1280	0.1281
	학교간 변량(B)	0.0176	0.0151	0.0069	0.0071
	학교내 변량(C)	0.1266	0.1266	0.1211	0.1210
	비중(B/A,%)	12.2	10.7	5.5	5.6
-2 Res Log Likelihood		6,284.6	6,278.3	5,872.7	5,878.0
개인수(명)		7,835	7,835	7,835	7,835
학교수(개교)		122	122	122	122

주 : \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의함을 의미.

## 2. 수도권대학과 지방대학 졸업생 간의 임금격차 분해

### 가. 실증분석 방법

수도권대학과 지방대학 졸업생 간의 임금격차를 추정하기 위하여 Heckman형의 2단계 회귀분석 방법을 적용한다. 우리나라 대학은 서울대학교를 정점으로 서열화되어 있고<sup>5)</sup> 상위권 대학이 주로 수도권에 소재하고 있기 때문에 대학 진학시 수도권대학과 지

5) 대학서열화를 분석한 김안나(2003)는 1994년부터 2001년까지의 수능시험 점수분포 및 그 변화 추이를 분석한 결과 서울의 국립대학을 정점으로 수도권과 지방대학, 국립대학과 사립대학, 설립 역사가 오래된 대학과 대학 설립 준칙주의 도입 이후에 신설된 대학 등 대학의 특성에 따라 서열화되어 있는 위계구조를 확인하였다. 김진영(2006)은 1994~2003학년

방대학 선택에는 편의(selectivity bias)가 존재한다고 볼 수 있다. 이 경우 양 부문의 표본은 임의표본(random sample)이라 보기 어렵고 여기에 통상최소자승법을 적용하게 되면 모형에 포함되어야 할 변수가 빠진 것과 같은 생략된 변수(omitted variable) 문제가 야기되어 편 의 추정이 발생하게 된다(Heckman, 1979). 대학수학능력시험의 고득점자가 지방대학에 비해 수도권대학을 선호하고 노동시장에서 수능성적이 개인 능력의 대리 지표로 인식된다면, 단순히 양 지역 대학졸업자의 임금을 비교하여 임금격차를 추정하는 방법은 지역간 임금격차를 과대추정하는 편의를 발생시킬 수 있다.

수도권대학에 진학할 것인지, 아니면 지방대학에 진학할 것인지에 관한 의사결정이 임의적(random)이 아니라 체계적(systematic)으로 이루어진다면 이를 명시적으로 고려한 추정모형이 필요하다. 본고에서는 Lee(1983)가 개발한 표본선택모형(sample selection model)을 이용하여 수도권대학, 지방대학 진학 의사결정을 프로빗(probit) 모형으로 추정하고, 선택확률변수  $\lambda$ 를 계산한다. 그리고 다음 단계에서 대학 지역 선택확률변수  $\lambda$ 를 포함하는 2단계 회귀분석으로 각 지역 졸업생의 임금함수를 추정한다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P_i = F(Y_i) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{Y_i} e^{-s^2/2} ds \quad (2-1)$$

$$Y_i = F^{-1}(P_i) = \beta_i Z_i \quad (2-2)$$

$$\ln W_c = \sum \beta_c X_c + \theta_c \lambda_c + \epsilon_c \quad (3-1)$$

$$\ln W_r = \sum \beta_r X_r + \theta_r \lambda_r + \epsilon_r \quad (3-2)$$

(단, c는 수도권대학을, r은 지방대학을,  $\lambda$ 는 대학지역 선택확률변수(Mill's inverse ratio)를 각각 의미)

식 (2-1)과 식 (2-2)에서  $P_i$ 는 지방대학에 진학할 확률을,  $Z_i$ 는 지방대학 진학 여부를

---

도까지 10년간의 대학별 수능점수를 분석한 결과, 대학서열의 변화는 주로 중위권 이하의 대학에서 이루어졌으며 서열 상위 30% 이상에서는 거의 서열 변동이 없이 고착화된 결과를 확인하였다. 오호영(2007)은 1994~2003학년도까지 10년간의 대학별 수능점수를 분석한 결과, 지난 10년간 대학서열과 전공내 학교서열 간에는 높은 상관관계가 유지되고 있으며 학교요인이 개별 학과의 수능점수에 미치는 영향력도 50% 이상 높게 유지되고 있음을 밝혔다.

결정하는 데 영향을 미치는 독립변수 벡터를 각각 나타낸다. 식 (2-2)을 추정하여 대학 지역 선택확률변수  $\lambda$ 를 구하고, 이를 임금회귀식에 포함하여 추정하는 Heckman형의 2단계 회귀모형은 식 (3-1) 및 식 (3-2)와 같다. 식 (3-1)과 식 (3-2)에서 선택확률변수  $\lambda$ 의 존재가 임금결정에 미치는 영향을 파악하기 위해 귀무가설  $\theta=0$ 에 대한 t검정을 실시한다. 만약 귀무가설이 기각된다면 임금함수에 포함된 설명변수 이외에 수도권대학, 지방대학의 선택이 개인의 능력에 따라 체계적으로 이루어지고 이것이 임금효과를 갖는다는 의미가 된다.

1단계 프로빗 모형 추정에서 대학 지역 선택확률의 설명변수로서 수능점수, 고등학교 소재지, 전공계열을 선택하였으며, 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 대학 지역 선택에 영향을 미치는 변수로서 가장 중요한 것은 수능점수이다. 대학이 서열화되어 있고 상위권 대학이 주로 수도권에 소재하고 있기 때문에 수능성적에 따라 수도권대학 진학 여부가 상당 부분 결정될 것이기 때문이다. 둘째로, 고등학교 소재지도 중요하다. 지방 소재 고등학교 졸업자가 수도권대학으로 진학할 경우에는 직접적인 교육비용 이외에 유학에 따른 추가비용이 발생하므로 지역 이동이라는 인적자본 투자를 행함에 있어서 투자수익률의 제약을 받게 된다. 지역 이동에 따른 생애수익이 교육비용을 상쇄하지 못할 것으로 예상하는 집단은 현 거주지에 인접한 대학에 진학할 것이고, 이 때문에 지방 소재 고교 출신의 지방대학 진학 확률은 상승하게 된다.<sup>6)</sup> 셋째, 전공 선택 역시 대학 지역 선택확률에 영향을 미칠 것이다. 오호영(2007)에 따르면, 의학계열, 사범계열의 경우 다른 전공계열에 비해 대학서열화의 영향을 덜 받는 것으로 나타나고 있다. 즉 이들 전공은 전공과 직업 간의 연계성이 높기 때문에 특정 대학 졸업장을 취득하는 것의 중요성이 높지 않고, 따라서 대학 소재 지역을 선택하는 확률은 전공별로 상이하게 될 것이다.

2단계 임금함수 추정을 위하여 로그월평균임금을 종속변수로 하고, 설명변수로서 연령, 결혼더미, 전공더미, 성더미, 입학 당시의 교수학생 비율, 입학 당시의 학생 1인당 기본시설 면적, 대학서열 더미, 근속기간, 고용형태 구분더미, 산업더미, 직종더미, 기업규모더미, 선택확률변수  $\lambda$  등을 포함한다. 여타 변수는 표준적인 임금함수와 동일하므로 설명을 생략하고, 입학 당시의 교수학생 비율, 입학 당시의 학생 1인당 기본시설 면적, 대학서열 더미 등에 대하여 간략히 설명한다. 입학 당시의 교수학생 비율, 입학 당시의 학생 1인당 기본시설 면적 등은 대학교육의 질을 통제하기 위하여 일반적으로 사용되는

6) 교육투자를 위한 금융 조달상의 제약을 감안하면 부모의 소득 역시 중요한 변수라 할 수 있으나, 본고의 사용 자료에는 해당 변수가 포함되어 있지 않기 때문에 이를 고려한 분석이 이루어지지 못하였다.

변수로서 교수학생 비율은 교육의 질 중 소프트웨어적인 측면, 학생 1인당 기본시설 면적은 하드웨어적 측면에 대한 대리변수이다. 대학서열더미는 학교별 수능점수를 기준으로 서열에 따라 집단화(grouping)한 것으로서 우리나라 노동시장에서 출신 대학이 개인의 능력에 대한 일종의 신호(signal)로 작동하고 있음을 고려한 것이다(장수명 2002).

임금격차 분해를 위하여 Oaxaca 방법을 수정한 Neumark(1988) 방법을 사용하는데, 구체적으로 추정된 수도권 대학, 지방대학 각각의 임금함수식을 활용하여 평균 임금격차를 다음과 같이 분해하게 된다.

$$\begin{aligned} \ln \overline{W}_c - \ln \overline{W}_r &= \sum \hat{\beta}_c \overline{X}_c - \sum \hat{\beta}_r \overline{X}_r \\ &= [\sum (\overline{X}_c - \overline{X}_r) \hat{\beta}_*] + [\sum (\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_*) \overline{X}_c - \sum (\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_*) \overline{X}_r] \end{aligned} \quad (4-1)$$

식(4-1)에서 총임금격차  $\ln \overline{W}_c - \ln \overline{W}_r$ 는 양 지역 졸업생간 인적 속성 차이에 기인하는 임금격차인  $[\sum (\overline{X}_c - \overline{X}_r) \hat{\beta}_*]$ 과 보수율 차이에 기인하는 부분인  $[\sum (\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_*) \overline{X}_c - \sum (\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_*) \overline{X}_r]$ 으로 분해되며, 후자가 순임금격차에 해당된다. 순임금격차란 양 지역 졸업생 사이에 존재하는 총임금격차 중 인적자본 차이에 기인하는 부분을 제외하고 남은 잔여분으로서 동일한 생산성 특성을 가진 근로자가 차별에 의해 직면하게 되는 임금격차로 정의된다. 즉, 근로자의 학력, 경력 등 생산성 특성의 차이에 따라 발생하는 임금격차는 합리적이지만, 동일한 자격을 갖춘 근로자가 단지 출신 대학이 다르다는 이유만으로 상이한 임금률의 적용을 받는 것은 부당하다는 것이다.

임금격차 분해 방법은 인적자본 차이를 평가하는 방식에 따라 세 가지로 구분되며, 구체적으로 식(4-1)에서  $\hat{\beta}_*$ 에 어떤 값을 적용하느냐에 따라 달라진다. Oaxaca 임금분해 방식과 같이  $\hat{\beta}_*$ 를 어느 한 부분의 임금함수로부터 취하는 경우에는 평가 기준에 따라 값이 달라지는 지수 문제(index problem)가 존재하게 된다. Neumark(1988)는 이 문제를 해결하는 방법으로 비교하고자 하는 양 부분의 임금자료를 하나로 합쳐 통합자료(pooled data)를 구성한 후 이로부터 단일임금함수를 추정하여, 그 추정계수를  $\hat{\beta}_*$ 로 사용하는 방법을 고안했다. 본고에서는 지수 문제를 회피하기 위하여 Neumark의 임금분해 방법을 적용한다.

〈표 3〉 졸업생 임금자료 요약 통계

변 수	수도권대학		지방대학	
	평균	표준편차	평균	표준편차
월평균 임금(만원)	197.52	(70.27)	174.77	(67.56)
연령(세)	27.47	( 2.78)	27.14	( 2.81)
성더미(여성=1, 남성=0)	0.44	( 0.50)	0.46	( 0.50)
결혼더미(기혼=1, 미혼=0)	0.13	( 0.34)	0.14	( 0.34)
개인수능점수(점)	304.90	(38.46)	262.70	(44.26)
전공더미(인문계열=1, 기타=0)	0.15	( 0.36)	0.11	( 0.32)
"  (사회계열=1, 기타=0)	0.22	( 0.42)	0.21	( 0.41)
"  (사범계열=1, 기타=0)	0.06	( 0.23)	0.12	( 0.33)
"  (공학계열=1, 기타=0)	0.30	( 0.46)	0.30	( 0.46)
"  (자연계열=1, 기타=0)	0.14	( 0.35)	0.15	( 0.35)
"  (의학계열=1, 기타=0)	0.05	( 0.21)	0.04	( 0.20)
"  (예체능계열=1, 기타=0)	0.09	( 0.28)	0.07	( 0.25)
교수 1인당 학생수(명)	44.33	(11.49)	45.09	(14.16)
학생 1인당 건물 면적(m <sup>2</sup> )	5.35	( 2.02)	5.65	( 1.91)
기업규모더미(9인 이하=1, 기타=0)	0.11	( 0.32)	0.16	( 0.37)
"  (10~29인=1, 기타=0)	0.16	( 0.36)	0.19	( 0.39)
"  (30~99인=1, 기타=0)	0.19	( 0.39)	0.23	( 0.42)
"  (100~299인=1, 기타=0)	0.12	( 0.32)	0.11	( 0.31)
"  (300~499인=1, 기타=0)	0.06	( 0.23)	0.05	( 0.22)
"  (500~999인=1, 기타=0)	0.07	( 0.26)	0.05	( 0.23)
"  (1,000인 이상=1, 기타=0)	0.29	( 0.46)	0.21	( 0.40)
고용형태더미(비정규직=1, 기타=0)	0.17	( 0.38)	0.21	( 0.41)
근속기간(월)	19.54	(20.23)	20.38	(25.91)
N	3,570		4,265	

#### 나. 실증분석 결과

본격적인 분석에 앞서 <표 3>에서는 개인별 자료를 바탕으로 요약 통계를 수도권대학과 지방대학으로 나누어 제시하였다. 우선 월평균 임금은 지방대학 졸업생이 174.77만 원으로 수도권대학 졸업생의 197.52만 원에 비해 11.5% 낮아 상당한 수준의 임금격차가 관찰된다. 한편, 개인 능력의 지표라 할 수 있는 수능점수는 지방대학 졸업생이 262.70점으로 수도권대학 졸업생의 304.90점에 비해 13.8% 낮다. 이것은 수도권대학 졸업생과 지방대 졸업생 간의 임금격차 중 상당 부분은 양 집단간의 수능점수 차이에 의해 설명될 것임을 시사한다.

취업실태와 관련하여 주목되는 점은 기업규모와 고용형태이다. 우선 1,000인 이상 대규모 사업체 종사자 비율은 수도권대학 졸업생의 29%로 지방대학 졸업생의 21%에 비해 8%포인트 높은 반면, 99인 이하에서는 지방대학의 비중이 높게 나타나고 있다. 이것

은 소위 ‘좋은 일자리(decent job)’가 대부분 대기업에 있고 기업규모별 임금격차가 현저한 점을 고려한다면, 지방대학 졸업생 차별의 상당 부분은 입직 단계에서 현저할 가능성을 시사한다. 고용형태별 현황을 살펴보면, 비정규직 비율은 지방대학이 21%로 수도권 대학의 17%에 비해 4% 포인트 높다. 정규직과 비정규직 간의 현격한 임금격차를 고려할 때 지방대 취업난이 지방대학 졸업생의 비정규직 취업 증가를 초래하는 것으로 해석된다. 이러한 사실은 지방대학 졸업생에 대한 입직 단계에서의 노동시장 차별, 즉 취업률에 대한 분석의 필요성을 제기하는 것이나 자료상의 제약으로 분석이 불가능하여 추후의 연구과제로 남겨둔다.

다음으로 <표 4>에는 대학 지역 선택에 관한 프로빗 추정 결과와 OLS 임금함수, Heckman형 2단계 임금함수 추정 결과가 각각 제시되어 있다. 우선 대학 지역 선택에 관한 프로빗 추정은 종속변수로 지방대=1, 수도권대학=0의 더미변수를 설정하여 추정한 결과 모형은 유의하였으며, 추정계수는 대체로 예상되는 결과가 나타났다. 추정 결과를 살펴보면 수능점수가 높을수록 지방대학 선택확률은 감소하였으며, 지방고교 출신일수록 지방대학으로의 진학확률이 상승하는 결과를 보였다. 또한, 다른 조건이 일정할 때 전공별 지방대학 진학확률은 의학계열과 사범계열에서 매우 높은 반면, 예능계열의 경우에는 수도권대학 진학확률이 높은 특징을 보였다.

다음으로 OLS 방식으로 대학 소재지 더미변수를 포함하는 임금함수를 변수 조합에 따라 각각 추정하였으며, 모형(2)에서는 직장관련 변수들을 제외하였고 모형(3)에서는 모든 변수들을 포함하였다.<sup>7)</sup> 두 추정식 모두 추정계수의 부호가 대체로 표준적인 임금함수와 동일하였으며, 모형의 설명력은 높게 나타났으며 전체적으로 유의하였다. 임금함수 추정 결과를 주요 설명변수별로 살펴보면 첫째, 대학 소재지 더미변수는 여타 요인들을 통제하였을 때의 지방대학 출신에 대한 임금차별을 포착하는데, 추정계수는 두 식에서 모두 유의하지 않아 지방대학에 대한 임금차별은 존재하지 않았다.<sup>8)</sup> 둘째, 대학별 수능점수를 기준으로 집단화한 대학서열 더미변수는 유의한 임금효과를 나타냈다. 대학별 수능 평균성적을 대학 순위에 따라 1~5위, 5~10위, 11~20위, 21~30위, ..., 81~90위(비교기준

7) 직장관련 변수 제외 전과 제외 후의 추정결과를 비교함으로써 지방대학 출신자가 입직 단계에서 직면할 수 있는 직종, 기업규모 등과 같이 취업의 질에 영향을 미치는 요인들에 기인하는 임금차별 효과를 파악할 수 있을 것이다.

8) 한편, 본문에 수록하지는 않았지만 대학서열 더미변수, 직장관련 변수를 모두 제외하고 OLS 임금함수를 추정할 결과 대학소재 더미변수의 추정계수는  $-0.1250^{***}$ 로 추정되어, 지방대 임금차별이 대부분 수능성적 차이로 설명될 수 있음을 보여주었다.

<표 4> 대학지역 선택함수 및 임금함수 추정 결과

변수명	Probit(1)	OLS		Heckman형 2SLS	
		직장변수생략(2)	직장변수포함(3)	수도권대(4)	지방대(5)
상수항	6.5641***	4.4976***	4.6621***	4.4979***	4.6723***
수능점수(점)	-0.0270***	-	-	-	-
대학교재지터미(지방=1, 수도권=0)	-	0.0145	-0.0024	-	-
고교소재지터미(지방=1, 수도권=0)	1.8795***	-	-	-	-
전공터미(사회계열=1, 기타=0, 인문계열기준)	0.1344*	0.0952***	0.0298***	0.0137	0.0566***
" (사범계열=1, 기타=0)	1.1866***	0.1477***	0.1579***	0.1110***	0.2123***
" (공학계열=1, 기타=0)	0.2144***	0.1209***	0.0536***	0.0329*	0.0828***
" (자연계열=1, 기타=0)	-0.1065	0.0302**	-0.0075	-0.0218	0.0173
" (의학계열=1, 기타=0)	1.2886***	0.2308***	0.2303***	0.2192***	0.2527***
" (예능계열=1, 기타=0)	-1.6091***	-0.0901***	-0.0336**	-0.0749***	0.0078
연령(세)	-	0.0198***	0.0111***	0.0143***	0.0093***
성터미(여자=1, 남자=0)	-	-0.1599***	-0.1299***	-0.0971***	-0.1531***
결혼터미(기혼=1, 미혼=0)	-	0.1063***	0.0555***	0.0526***	0.0569***
교수 1인당 학생비율(명)	-	-0.0006	-0.0008*	-0.0004	-0.0006
학생 1인당 기본시설 면적(m <sup>2</sup> )	-	-0.0033	-0.0047**	-0.0059**	-0.0065*
대학서열수터미(1~5위=1, 기타=0.91위 이하기준)	-	0.3371***	0.2217***	0.2793***	0.1716***
" (5~10위=1, 기타=0)	-	0.3078***	0.2151***	0.2704***	0.2049***
" (11~20위=1, 기타=0)	-	0.2470***	0.1644***	0.2219**	0.1808***
" (21~30위=1, 기타=0)	-	0.2003***	0.1384***	0.2086**	0.1006***
" (31~40위=1, 기타=0)	-	0.1584***	0.1118***	0.1840*	0.0848***
" (41~50위=1, 기타=0)	-	0.1077***	0.0797***	0.1311	0.0707***
" (51~60위=1, 기타=0)	-	0.0980***	0.0636***	0.1173	0.0653***
" (61~70위=1, 기타=0)	-	0.0092	0.0020	0.0870	-0.0053
" (71~80위=1, 기타=0)	-	0.0310	0.0209	0.0596	0.0284
" (81~90위=1, 기타=0)	-	0.0115	0.0428*	0.0357	0.0380*
근속기간(월)	-	-	0.0026***	0.0026***	0.0025***
고용형태터미(비정규직=1, 정규직=0)	-	-	-0.2520***	-0.2918***	-0.2238***
산업터미(건설업=1, 기타=0, 제조업기준)	-	-	0.0030	0.0077	0.0014
" (도소매숙박음식=1, 기타=0)	-	-	0.0037	0.0082	-0.0055
" (전기운수창고및금융업=1, 기타=0)	-	-	0.0842***	0.0861***	0.0807***
" (사업개인및공공서비스=1, 기타=0)	-	-	-0.0384***	-0.0322**	-0.0393***
직종터미(관리/전문/준전문=1, 기타=0, 사무직기준)	-	-	0.0089	0.0162	0.0009
" (판매직=1, 기타=0)	-	-	-0.0226	-0.0330	-0.0136
" (숙련기능직=1, 기타=0)	-	-	0.3571**	0.0358	1.0235***
" (조작및단순노무=1, 기타=0)	-	-	-0.1238***	-0.1225*	-0.1267***
기업규모터미(5~9인=1, 기타=0, 4인이하기준)	-	-	0.0948***	0.0900***	0.0979***
" (10~29인=1, 기타=0)	-	-	0.1792***	0.1526***	0.1951***
" (30~49인=1, 기타=0)	-	-	0.1774***	0.1529***	0.1901***
" (50~99인=1, 기타=0)	-	-	0.2301***	0.2085***	0.2435***
" (100~299인=1, 기타=0)	-	-	0.2459***	0.2214***	0.2610***
" (300인이상=1, 기타=0)	-	-	0.2874***	0.2643***	0.3050***
부문선택확률( $\lambda$ , inverse Mill's ratio)	-	-	-	0.0172***	0.0466***
	Log likelihood : -2720.2 chi squared : 5359.5***	adj R <sup>2</sup> =0.2581 F=119.5***	adj R <sup>2</sup> =0.4374 F=157.2***	adj R <sup>2</sup> =0.4287 F=71.5***	adj R <sup>2</sup> =0.4229 F=81.1***

주: \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

91~118위)로 집단화하여 각 집단 더미변수의 임금효과를 추정한 결과 모형(2)와 모형(3) 모두에서 대학서열이 높아질수록 유의한 양의 임금효과가 선형으로 존재하였다.<sup>9)</sup> 한 가지 특징적인 사실은 60위권 미만 대학의 추정계수는 유의하지 않게 나타났는데, 이는 적어도 임금 측면에서는 대학서열화의 실질적인 효과가 중위권 대학 이상에서 존재함을 의미한다. 여타 변수의 추정결과는 표준적인 임금함수와 일치하는 결과를 보이고 있으므로 세부적인 설명은 생략하도록 한다.

마지막으로 Heckman형 2단계 임금함수 추정 결과를 살펴본다. 이 모형이 OLS 방식과 다른 점은 대학 지역 선택확률변수  $\lambda$ 를 포함하고 있으며 수도권대학과 지방대학으로 구분하여 추정하였다는 점이다. 모형은 전체적으로 유의하였으며 특징적인 점으로는 첫째, 대학 지역 선택확률변수  $\lambda$ 의 추정계수는 유의하여 OLS로 추정할 경우 추정 편이가 발생함을 나타냈다. 둘째, 대학 서열 더미변수의 추정계수를 보면, 수능서열에 따른 임금효과는 지방대학에 비해 수도권대학에서 더 크게 나타나는 특징을 보였다. 다만, 수능서열에 따른 임금효과는 지방대학에서는 60위권부터 나타난 반면, 수도권대학에서는 40위권부터 존재하였다. 셋째, 대학교육의 질과 관련된 교수 1인당 학생비율, 학생 1인당 기본시설면적 등의 변수는 예상과 달리 효과가 없거나 반대의 부호가 나타났다. 이것은 이들 변수가 대학교육의 질을 포착하는 대리변수로서 적정하지 않거나, 우리나라 노동시장에서 대학에서의 인적자원개발 노력이 정당하게 평가받지 못하는 두 가지 가능성에 기인할 수 있다. 이에 대해서는 교수의 질, 강의 내용, 재정 등 대학별 교육의 질을 보다 정확하게 측정할 수 있는 변수의 개발이 요청된다.

식 (4-1)의 Neumark방법에 따라 수도권대학과 지방대학 졸업생 간의 임금격차를 요인별로 분해한 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 이에 따르면, 수도권대학과 지방대학 졸업

9) 장수명(2002)은 한국노동연구원의 『노동패널(KLIPS)』 자료를 이용하여 분석한 결과, 우리나라에서 명문대학의 경제적 효과가 상위 1~5위 대학에서 매우 크게 발생하는 반면 그 이하 순위의 대학에서는 학교의 임금효과가 거의 없거나, 미미한 수준에 그치고 있다는 결과를 얻었다. 이는 중위권 대학에서부터 대학서열에 따른 임금효과가 선형으로 존재한다는 본고의 결과와 다른 것인데, 이러한 차이는 본고에서는 코호트 자료를 사용한 반면 장수명은 여러 연령집단이 혼합되어 있어 연령효과가 제대로 통제되지 않았을 가능성과 노동패널 자료를 사용하여 출신대학별 관측수가 매우 적기 때문으로 추측된다. 한편, 미국을 대상으로 한 Dale and Kureger(1998)의 연구에 따르면 평균 SAT 성적의 임금효과가 비선형으로 대학의 신입생 평균성적이 올라갈수록 초기에는 임금효과가 상당히 크게 나타나지만, 일정 점수 이상에서는 체감하는 것으로 보고하였다. 결론적으로 미국에 비해 우리나라에서 수능점수에 따른 임금효과가 강하게 존재하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 5〉 임금격차 요인분해 결과

	소계 $\hat{\beta}_c \bar{X}_c - \hat{\beta}_r \bar{X}_r$		인적 및 직업속성 차이 $(\bar{X}_c - \bar{X}_r) \hat{\beta}_*$		순임금격차 $(\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_*) \bar{X}_c - (\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_*) \bar{X}_r$	
	값	구성비	값	구성비	값	구성비
전공 구성	-0.0574	(-45.6)	-0.0115	(-8.7)	-0.0459	(689.4)
교육의 질	0.0107	(8.5)	0.0022	(1.6)	0.0085	(-127.7)
대학서열	0.1618	(128.3)	0.0754	(56.8)	0.0864	(-1297.5)
고용형태	-0.0025	(-2.0)	0.0104	(7.9)	-0.0129	(193.8)
산업 구성	0.0088	(7.0)	0.0033	(2.4)	0.0055	(-82.8)
직업 구성	0.0114	(9.1)	0.0023	(1.7)	0.0091	(-137.1)
기업규모	-0.0072	(-5.7)	0.0219	(16.5)	-0.0291	(437.2)
기타	0.0006	(0.5)	0.0289	(21.8)	-0.0283	(424.6)
대수임금격차	0.1261	(100.0)	0.1328	(100.0)	-0.0067	(100.0)

주: 전공 구성, 대학서열, 산업 구성, 직업 구성, 기업규모 등의 항목은 각각 해당 더미변수의 값을 모두 합산한 결과이며, 교육의 질은 교수 1인당 학생비율, 학생 1인당 기본시설 면적을 합하였고, 기타는 항목에 포함되지 않은 변수들을 모두 합산한 결과임.

생의 대수임금격차 0.1261은 모두 인적 및 직업속성 차이에 의해 설명되고 있으며, 계수 차이에 기인하는 순임금격차는 -0.0067로 나타나, 소폭이지만 지방대학 졸업생에게 유리하였다. <표 5>의 소계를 살펴보면, 전체적으로 대수임금격차에 대한 영향은 전공 구성과 대학서열 관련변수에서 높게 나타나고 있는데, 전공 구성은 지방대학에 유리하게 작용하고 있으나 대학서열에서 수도권대학이 월등한 우위를 점하여 지역간 임금격차를 상당부분 결정하였다. 인적 및 직업속성 차이를 살펴보면, 항목 중 임금격차에 가장 큰 영향을 미친 것은 수도권대학의 높은 대학서열인데 이는 임금격차의 상당 부분이 수능성적 차이에 기인한다는 앞의 분석과 일치하는 결과이다. 이 밖에 기업규모, 직업 구성 등의 변수도 수도권대학에 유리한 것으로 나타났다. 다음으로 임금차별에 해당하는 순임금격차를 살펴보면, 마찬가지로 대학서열의 영향이 가장 크게 나타나는데 이것은 동일한 대학서열 집단 내에서도 수도권대학은 지방대학 졸업생에 비해 노동시장에서 유리한 임금률의 적용을 받고 있음을 의미한다.<sup>10)</sup> 전공 구성, 기업규모 등에 있어서는 지방대학 졸업생이 수도권대학에 비해 임금률상의 우대를 받는 것으로 나타났다.

10) 다만, Heckman형 2단계 임금함수 추정식에서 지방대학의 상수항 추정계수가 수도권대학에 비해 높아 상당 부분 상쇄되고 있다.

## V. 수도권대학과 지방대학 졸업생 간 분위별 임금격차

### 1. 분석의 필요성

수도권대학 졸업생과 지방대학 졸업생 간의 임금분위별 임금차별 양상을 살펴보기 위하여 임금구조<sup>11)</sup> 분석을 시도한다. 앞에서 분석한 바와 마찬가지로 지방대학은 소수의 상위권 대학과 다수의 중하위권 대학으로 구성된 위계구조상의 특징을 갖고 있다. 반면, 수도권대학은 대부분 대학서열의 중상위를 점유하고 있기 때문에 지방대 임금차별의 양상은 이러한 서열구조의 차이에도 영향을 받을 것으로 예상해 볼 수 있다. 예컨대, 지방대학 졸업생에 대한 임금차별이 상위권 지방대학 출신보다 하위권 지방대학 출신에게 주로 집중될 수 있는 것이다. 상위권 지방대학의 경우 전국적 지명도를 확보하고 있기 때문에 차별의 가능성이 비교적 낮을 것인 반면, 하위권 지방대학의 경우 낙인효과(scar effect)로 인해 지방대학에 대한 부정적 인식이 졸업생의 차별로 이어질 가능성이 있다.

그러나 지방대학 졸업생 임금차별의 양상이 임금구조와 무관할 가능성도 존재한다. 지방대학과 수도권대학 졸업생 간의 임금격차가 대학서열의 하위에 지방대학이 주로 분포하는 데 기인하고 있다면, 임금격차의 대부분은 능력 차이에 의해 발생할 가능성이 있다. 즉 개인 능력이 수능성적으로 측정된다는 점을 감안하면, 하위권 지방대학의 낮은 임금이 차별의 결과가 아닐 수 있게 된다. 여기에서는 임금분위별로 지방대학 졸업생에 대한 임금차별의 실태를 분석함으로써 지방대 서열 양극화가 임금구조상에 실제로 어떤 영향을 미치는지 분석하고자 한다.

### 2. 실증분석 방법 : 분위회귀(quantile regression)

통상최소자승법에 의한 회귀분석은 평균에서의 임금격차를 추정하는 것으로서 평균

11) 임금구조란 산업, 지역, 기업, 직종, 남녀, 연령 등에 따른 임금격차로 인해 발생하는 임금분포를 의미한다. 기업 내부에서 임금구조는 근로자의 직무, 연령, 직급 등에 따른 임금차등으로 나타나며, 기업은 이러한 대내적 임금차등의 합리적 설계를 통해 근로자의 동기 유발, 생산성 향상, 장기근속, 직장만족도의 증대 등과 같은 긍정적인 효과를 기대하게 된다.

화 과정에서 임금구조 차이에 관한 정보가 모두 사라지는 문제점을 피하기 어렵다. 따라서 평균 분석의 한계를 극복하기 위해서는 지방대학 임금차별이 임금분포상의 위치에 따라 어떻게 나타나는지를 분석할 수 있는 새로운 분석기법의 도입이 요청된다.

분위회귀추정법은 컴퓨터의 발전으로 선형프로그래밍 알고리즘(linear programming algorithms)의 적용이 용이해지면서 임금구조 분석에 폭넓게 사용되고 있다. 특히 이 방법은 노동경제학에서 주로 사용되고 있는데, Chamberlain(1994)은 분위회귀법을 실증연구에 최초로 적용하여 노조의 상대임금효과(the union relative wage effects)를 추정하였다<sup>12)</sup>. 통상최소자승법으로 추정할 경우에는 임금분포상의 위치와 무관하게 전체 자료의 평균에 해당하는 하나의 추정계수만을 얻지만, 분위회귀추정법을 사용하면 원하는 분위수별로 각각의 추정계수를 계산할 수 있는 장점이 있다. Buchinsky(1998)에 따라 분위회귀의 일반모형을 소개하면 다음과 같다.

$$y_i = x'_i \beta_\theta + u_{\theta i}, \quad \theta = \int_{-\infty}^{x'_i \beta_\theta} f_y(s|x_i) ds \quad (5-1)$$

여기서  $\beta_\theta$ 는  $\theta$ 번째 백분위수(percentile)의 미지의  $k \times 1$  회귀추정계수 벡터,  $x_i$ 는 설명변수의  $k \times 1$  벡터,  $y_i$ 는 종속변수,  $u_{\theta i}$ 은 미지의 교란항(error term)이다. 주어진  $x$ 에 대한  $y$ 의  $\theta$ 번째 조건부 분위수는  $Quant_\theta(y_i|x_i) = x'_i \beta_\theta$  이 되고, 그 추정치는  $x'_i \hat{\beta}_\theta$ 이 된다.  $\theta$ 가 연속적으로 증가함에 따라  $x$ 가 주어졌을 때  $y$ 의 조건부 분포를 추적할 수 있게 된다. 교란항  $u_{\theta i}$ 는 통상최소자승법에서와 같이 분포의 독립성과 등분산성을 가정할 필요는 없으며, 단지 교란항의  $\theta$ 번째 조건부 분위수는 0이 되어야 한다는 가정만이 필요하다.

$$Quant_\theta(u_{\theta i}|x_i) = 0 \quad (5-2)$$

분위회귀분석법에서는  $\theta \in (0,1)$ 인  $\theta$ 의 값을 변화시켜 가면서  $\beta_\theta$ 를 추정할 수 있게 됨으로써 조건부 분포상의 위치가 변화함에 따른 한계적 효과를 볼 수 있으며, 조건부 분포상의 위치가 변화함에 따라 추정계수의 값도 달라질 수 있는 이질성을 허용하게 된다.

12) Chamberlain(1994)에 따르면 제조업 근로자를 대상으로 노조의 상대임금효과를 추정하였을 때, 노조의 임금프리미엄은 임금 10분위수에서는 28%임에 반해 임금수준이 상승할수록 감소하여 임금 90분위수에서는 0.3%로 줄어들었다.

구체적으로 분위회귀 추정치는 다음과 같은 최소화 문제의 해(解)가 된다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_\theta = \arg \min & \left( \sum_{i: y_i > x'_i \beta} \theta |y_i - \text{region} \cdot \beta_s - x'_i \beta| \right. \\ & \left. + \sum_{i: y_i < x'_i \beta} (1-\theta) |y_i - \text{region} \cdot \beta_s - x'_i \beta| \right) \end{aligned} \quad (5-3)$$

(단, region은 지방대더미 변수로서 지방대학=1, 수도권대학=0의 값을 가짐)

분위회귀식의 추정계수는 추정오차의 절대치 가중합을 최소화함으로써 구할 수 있는데, 가중치는  $\theta=0.5$ 일 경우에만 대칭적이고 그 이외의 경우에는 비대칭적이다. 이 최소화 문제는 선형프로그래밍이나, GMM(Generalized Method of Moment)으로 해(解)를 구할 수 있다.

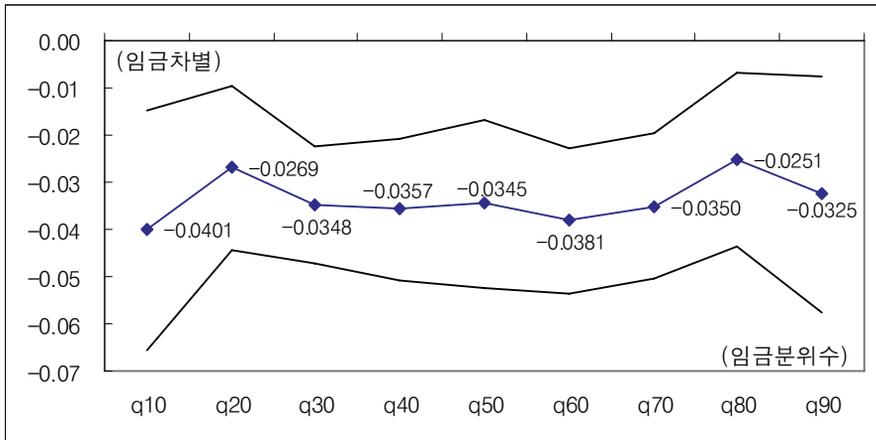
### 3. 실증분석 결과

임금분위에 따른 임금함수 추정결과는 <부표>에 제시되어 있으며, 분위회귀식 추정에는 STATA 9.1 통계패키지를 사용하였다. 회귀계수의 표준오차는 Bootstrap resampling 방법을 사용하여 구했으며, 반복추정은 100회 이루어졌다. 임금분위별 지방대학 졸업생에 대한 임금차별은 지방대더미 변수를 포함하는 단일 임금함수를 추정하는 방식으로 이루어졌다.

<부표>에서 지방대더미 변수의 추정계수만을 추출하여 도시한 것이 [그림 3]이다. 세로축은 여타 요인을 통제한 후의 각 임금분위별 지방대학 졸업생에 대한 임금차별을 의미하며, 가로축은 임금분위이다. [그림 3]을 살펴보면, 지방대학 졸업생에 대한 임금차별은 임금분위와 무관하게 대체로 -4.01%~ -2.51% 범위로 나타났다. 하위권 지방대 졸업생이 주로 임금분위의 하위에 속해 있는 점을 감안하면, 지방대학의 서열에 따라 임금차별의 양상이 다르게 전개된다고 보기는 어렵다. 즉 지방대학 집단 내에서 양극화가 심화되는 방향으로 진전되고 있는 대학서열화의 추세에도 불구하고 하위권 지방대학 졸업생에 대한 임금차별의 정도는 특별히 심각하지 않은 것이다.

이러한 사실은 <부표>의 분위회귀추정식에서 수능점수의 추정계수에서도 확인된다. 수능점수 추정계수는 모든 분위수에서 1% 유의수준을 통과하였으며, 임금분위별로 유사한 값을 보이고 있다. 예컨대, 임금 10분위에서는 수능점수 1점당 0.14%의 임금상승효과

(그림 3) 임금분위별 지방대학 졸업생 임금차별



주 : 상하의 실선은 95% 신뢰구간 의미.

가 있으며, 임금 90분위에서는 같은 수치가 0.13%이다. 따라서 임금분위별로 수능점수의 임금효과에 편차가 작다는 점은 지방대학에 대한 임금차별이 임금분위별로 유사하게 나타난 [그림 3]의 결과와 일치하는 것으로 평가된다.

## VI. 결론

지방대학은 21세기 지식기반사회의 국가균형발전의 중추기로서, 또한 정부가 추진하고 있는 지역혁신체계 구축을 통한 국가균형발전의 핵심축으로서 새로운 역할을 요구받고 있다. 아울러 우리나라 고등교육의 60% 이상은 지방대학에서 이루어진다는 점을 감안할 때 지방대학에 대한 노동시장의 차별은 고등교육 인적자원개발을 훼손하는 심각한 문제이다. 본 논문에서는 대학서열화와 졸업생 임금 간의 관계를 지방대 졸업생에 대한 노동시장내 차별문제를 중심으로 심층분석을 시도하였으며, 주요 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 개인별 월평균 임금은 지방대학 졸업생이 174.77만 원으로 수도권대학 졸업생의 197.52만 원에 비해 11.5% 낮으며, 개인 능력의 지표라 할 수 있는 수능점수는 지방대학 졸업생이 262.70점으로 수도권대학 졸업생의 304.90점에 비해 13.8% 낮게 나타났다. 이

것은 수도권대학 졸업생과 지방대 졸업생 간의 임금격차 중 상당 부분이 양 집단 간의 능력점수 차이에 의해 설명될 것임을 시사한다.

둘째, 위계선형모형 기법을 적용하여 출신 대학의 임금효과를 추정한 결과 졸업생 임금변동 중 학교간 변량에 의해 설명되는 부분은 12.2%로 나타났다. 즉 개인간 임금차이의 12.2%는 학교간 차이에 의해서, 그리고 나머지 87.8%는 학교내 졸업생간 차이에 의해 발생하여 학교의 임금효과가 비교적 작게 나타났다.

셋째, 대학진학시의 선택편의(selection bias)를 고려하기 위하여 Heckman형 2SLS 추정방법을 적용하여 임금함수를 추정하고 Neumark의 임금분해를 시도한 결과 수도권대학과 지방대학 졸업생 간 임금격차는 전적으로 수도권대학 졸업생의 인적 속성과 직업 속성상의 우위에 기인하였으며, 특히 수도권에 집중된 상위권 대학의 영향이 결정적으로 작용하였다.

넷째, 분위회귀 기법을 적용하여 임금분위별 지방대학 졸업생 차별을 분석한 결과 임금분위와 무관하게 대체로 -4.01%~-2.51% 범위에서 임금차별이 존재하였다. 하위권 지방대 졸업생이 주로 임금분위의 하위에 속한 점을 감안하면, 지방대학의 서열에 따라 임금차별의 양상이 다르게 전개된다고 보기는 어렵다. 즉 지방대학 내에서 양극화가 심화되는 방향으로 진전되고 있는 대학서열화의 추세에도 불구하고 하위권 지방대학 졸업생에 대한 임금차별의 정도는 예상보다 심각하지 않음을 의미한다.

이상의 분석을 통하여 대학서열과 노동시장 성과 간에는 밀접한 상관성이 존재하며, 특히 지방대학 졸업생의 상대적 저임금이 상당 부분 우수 학생을 유치하는 데 애로를 겪고 있는 지방대학의 낮은 교육 경쟁력에 기인하고 있음을 밝혔다. 본고에서는 지방대학 졸업생이 직면하고 있는 입직 단계의 차별, 즉 지방대학의 낮은 취업률에 대한 분석을 시도하지 못하였으나 임금차별 분석으로부터 이 역시도 지방대학의 낮은 교육 경쟁력에서 상당 부분 비롯될 것으로 추정할 수 있다. 왜냐하면, 노동시장 내에 지방대학 졸업생에 대한 취업차별이 존재한다면 취업자의 인적 속성에 있어서 지방대학 졸업생이 수도권대학에 비해 우위를 보여야 할 것이나 본고에서는 반대의 결과가 나타났기 때문이다. 만약 노동시장 내에서 지방대학 졸업생에 대한 차별이 존재하지 않는다면, 지방대학 출신을 우대하는 적극적 노동시장정책의 정당성은 찾기 어렵게 된다. 지방대학에 대한 차별 문제를 해결하기 위한 정책적 대응은 노동시장에서 찾을 것이 아니라 오히려 교육시장 내부에서 모색되어야 할 것이며, 그것은 지방대학의 낮은 교육 경쟁력을 제고

하여 우수 학생을 유치하고 인적자원개발 성과를 높이는 방향이 되어야 할 것이다.

그러나 본고의 분석 결과는 지방대학 졸업생에 대한 노동시장 차별이 존재하지 않는다는 것으로 확대 해석될 수는 없다. 첫째, 본고에서 다루어지지 않은 입직 단계의 차별, 즉 고용차별에 대한 본격적 분석이 시도되어야 한다. 지방대학 졸업생의 취업률이 낮은 이유가 차별에 기인하고 있다면 고용차별을 시정하기 위한 적극적 노동시장정책의 필요성이 여전히 존재하기 때문이다. 둘째, 본고에서는 노동시장 입직 초기의 신규 학졸자 코호트를 분석대상으로 하였기 때문에 노동시장내 경력 형성에 따른 승진, 배치, 전직, 퇴직, 생애임금 등을 고려한 종합적 분석이 이루어지지 못하였다. 특히 생애임금 분석은 노동시장내 차별의 전반적 상황을 보여줄 수 있다는 점에서 중요한 연구 주제라 할 수 있다. 본 논문의 한계와 제약점은 후속 연구를 통해 밝혀져야 할 것이다.

## 참고문헌

- 김안나. 『대학입학 수능성적 분포의 변화추이를 통해 본 고등교육의 서열화 구조』. 『교육사회학연구』 13권 3호 (2003. 12): 89-106.
- 김진영. 『수학능력시험 실시 10년간 대학의 서열 변화』. 『공공경제』 11권 1호 (2006. 5): 121-153.
- 류장수. 『지방대학 졸업생의 노동시장 이행실태와 성과분석』. 『산업노동연구』 9권 1호 (2003. 6): 171-196.
- 오호영. 『대학서열의 구조변화 분석-학과 선택시 학교요인의 영향을 중심으로-』. 『한국교육』 34권 1호(2007. 4): 181-201.
- \_\_\_\_\_. 『과잉교육의 원인과 경제적 효과』. 『노동경제논집』 28권 3호 (2005. 12): 1-37.
- 유경준·황수경. 『차별의 사회적 비용 연구』. 서울: 한국여성개발원·한국개발연구원, 2004.
- 임승달·권영섭·변세일. 『국가균형발전을 위한 지방대학 육성방안』. 국토연구원, 2004.
- 장수명. 『대학교육의 경제학』. 『노동정책연구』 2권 1호 (2002. 3): 47-79.
- 주철안. 『지식기반경제사회를 위한 지방대학의 실태분석과 육성전략』. 『지방교육경영』 5권 1호 (2000. 12): 119-146.

진학사. 『대학·학과별 수능평균성적 데이터베이스』. 각년도.

한국대학연구소. 『대학재정현황 데이터베이스』. 각년도.

한국직업능력개발원. 『전문대 및 대학 졸업생 경제활동상태 추적조사』. 2005.

한국교육개발원. 『교육통계연감』. 각년도.

한국교육개발원. 『고등교육기관 교육시설현황 데이터베이스』. 각년도.

Alberto, Abadie. “Changes in Spanish Labor Income Structure During the 1980’s: A Quantile Regression Approach.” *Investigaciones Economicas* 21 (2) (May 1997): 253-272.

Arrow, K. J. “The Theory of Discrimination.” In *Discrimination in Labor Markets*. edited by Orley Ashenfelter and Albert Rees, pp.3-33. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1973.

Behrman, J. R., Resenzweig, M. R., and Taubman P. “College Choice and Wages: Estimate Using Data on Female Twins.” *Review of Economics and Statistics* 78 (4) (November 1996): 672-685.

Black, D., and Smith, J. “How Robust is the Evidence on the Effects of College Quality? Evidence from Matching.” *Journal of Econometrics* 121 (1-2) (August 2004): 99-124.

Bowen, William G., and Bok, Derek. *The Shape of the River: Long-Term Consequences of Considering Race in College and University Admissions*. Princeton: Princeton University Press, 1998.

Brewer, D. J., Eide, E. R., and Ehrenberg, R. G. “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) (Winter 1999): 104-123.

Buchinski, M. “Recent Advances in Quantile Regression Models.” *Journal of Human Resources* 33 (1) (Winter 1998): 88-126.

Coleman, J. S. et al. *Equality of Educational Opportunity*. Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office, 1966.

Chamberlain, G. “Quantile Regression, Censoring, and the Structure of Wages.” In *Proceedings of the Sixth World Congress of the Econometric Society*. edited by C.

- Sims and J.J. Laffont, pp.171- 210. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- Dale, S. B., and Krueger, A. B. "Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables." *Paper presented at the Workshop in Applications of Economics*, Chicago: University of Chicago, 1999.
- Ehrenberg, Ronald G., and Smith, Robert S. *Modern Labor Economics*. New York: Harper Collins College Publishers, 1994.
- Heckman, J. J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47 (1) (January 1979): 153-161.
- Loury, L. D., and Garman, D. "College Selectivity and Earnings." *Journal of Labor Economics* 13 (2) (April 1995): 289-323.
- Neumark, D. "Employer Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources* 23 (3) (Summer 1988): 279-295.
- Phelps, E. "The Statistical Theory of Racism and Sexism." *American Economic Review* 62 (4) (September 1972): 659-661.
- Raudenbush, S. W., and Anthony S. Bryk. *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods*. 2d ed. London: Sage Publications, 2002.
- Spencer, A. M. "Job Market Signaling." *Quarterly Journal of Economics* 87 (3) (September 1973): 355-374.

<부표> 지방대학 졸업생 임금차별에 관한 분위회귀 추정 결과

	q10	q30	q50	q70	q90
상수항	4.2673***	4.3486***	4.4172***	4.4613***	4.6360***
지방대더미(지방대=1, 수도권대=0)	-0.0401***	-0.0348***	-0.0345***	-0.0350***	-0.0325**
연령	0.0044	0.0063***	0.0092***	0.0137***	0.0152***
성더미(여성=1, 남성=0)	-0.1430***	-0.1511***	-0.1350***	-0.1119***	-0.1175***
결혼더미(기혼=1, 미혼=0)	0.0557***	0.0420***	0.0454***	0.0405**	0.0741***
개인수능점수	0.0014***	0.0015***	0.0014***	0.0013***	0.0013***
전공더미(사회계열=1, 기타=0)	0.0062	0.0212	0.0179	0.0244*	0.0151
" (사범계열=1, 기타=0)	0.1910***	0.1779***	0.1663***	0.1360***	0.0813***
" (공학계열=1, 기타=0)	0.0615***	0.0444***	0.0371***	0.0283**	-0.0047
" (자연계열=1, 기타=0)	-0.0242	0.0068	-0.0012	0.0021	-0.0218
" (의학계열=1, 기타=0)	0.1581***	0.1474***	0.1431***	0.1288***	0.1401***
" (예체능계열=1, 기타=0)	-0.0806**	-0.0008	0.0546***	0.0591***	0.0842***
교수 1인당 학생수	-0.0010**	-0.0008*	-0.0007*	-0.0011***	-0.0008
학생 1인당 건물 면적	0.0010	-0.0007	-0.0022*	-0.0065***	-0.0083***
산업더미(건설업=1, 기타=0)	0.0088	0.0123	0.0052	-0.0048	-0.0324***
" (도소매=1, 기타=0)	-0.0302	-0.0016	0.0026	0.0083	0.0233
" (전기운수=1, 기타=0)	0.0575***	0.0721***	0.0777***	0.0872***	0.1145***
" (사업개인공공서비스=1, 기타=0)	-0.0726***	-0.0414***	-0.0299***	-0.0205***	-0.0098
직종더미(관리전문=1, 기타=0)	-0.0222	-0.0013	0.0050	0.0212***	0.0266**
" (판매=1, 기타=0)	-0.1049**	-0.0421	-0.0171	0.0050	0.0116
" (단순노무=1, 기타=0)	-0.2195***	-0.1775***	-0.1024***	-0.0858*	-0.0693
기업규모더미(10~29인=1, 기타=0)	0.0951***	0.1176***	0.0964***	0.0894***	0.0446*
" (30~99인=1, 기타=0)	0.2115***	0.2059***	0.1798***	0.1628***	0.1059***
" (100~299인=1, 기타=0)	0.2049***	0.2084***	0.1886***	0.1751***	0.0971***
" (300~499인=1, 기타=0)	0.2893***	0.2475***	0.2330***	0.2282***	0.1748***
" (500~999인=1, 기타=0)	0.2816***	0.2690***	0.2592***	0.2528***	0.1721***
" (1,000인 이상=1, 기타=0)	0.3169***	0.3196***	0.3221***	0.3117***	0.2487***
고용형태더미(비정규직=1, 기타=0)	-0.4134***	-0.2830***	-0.2277***	-0.1815***	-0.1173***
근속기간(월)	0.0030***	0.0029***	0.0025***	0.0026***	0.0024***
adj-R <sup>2</sup>	0.3051	0.3009	0.2910	0.2630	0.2274

---

abstract

---

## University Hierarchy and Labor Market Outcome

- Wage Differentials between Provincial and Seoul Metropolitan Area  
University Graduates -

Hoyoung Oh

Using KRIVET's Graduates Economic Activities Survey for 2005, this article examines the relationship between university ranking and labor market outcome, with a focus on wage differentials existing between provincial and Seoul metropolitan area university graduates. According to the analysis results, the average monthly wage for provincial university graduates was 1,747.7 thousand Korean won, which is 11.5% lower than that for graduates of universities in the Seoul metropolitan area. School effects on individual wage were estimated to about 12.2% after applying Hierarchical Linear Model technique, which means that university explains only an insignificant part of the total variance in wage among graduates.

After controlling for the selection bias, the ability difference between the two areas, by applying the Heckman type 2SLS wage function and Neumark wage differential decomposition technique, the wage gap resulting from the segregation was not identified. This implies that, to a significant extent, the wage gap between provincial and Seoul metropolitan university graduates is attributed to the difference in productivity among individual graduates, rather than to the wage segregation. Also, the estimated wage function by applying Quantile Regression technique indicates that there does not exist any significant wage segregation difference by wage quantile.

Key Words: University Hierarchy, Provincial University, Wage Differential