

대학서열과 생애임금격차*

이지영** · 고영선***

논문초록

본고는 임금이 근로자의 생애에 걸쳐 변하는 모습이 대학 서열에 따라 어떻게 다른지를 분석했다. 노동시장 진입 시에 최상위 그룹 대학 졸업자들은 최하위 그룹 대학 졸업자들에 비해 24.6% 더 많은 임금을 받는다. 이후 이 격차는 점차 증가하여 40~44세에 최대치인 50.5%를 보인다. 그리고 퇴직 시점에는 격차가 거의 사라진다. 이러한 임금 격차의 변화는 졸업자들의 근속연수, 사업체 규모, 임금 근로 여부와 같은 일자리의 특징과 밀접한 관련이 있다. 또한 아버지의 학력으로 측정된 대학 입학 전의 능력과 입학 후의 대학 교육의 효과 모두 임금 격차와 연 관된 것으로 확인된다.

핵심 주제어: 대학서열, 생애임금격차, 노동시장 특징, 인적자본

경제학문헌목록 주제분류: J3, I2

투고 일자: 2023. 1. 23. 심사 및 수정 일자: 2023. 3. 3. 게재 확정 일자: 2023. 4. 17.

* 본 논문은 2019 KLI 패널 워킹페이퍼 '대학서열과 생애임금격차'의 내용을 수정 및 보완한 논문이다. 본 논문을 꼼꼼히 읽고 지적해 주신 익명의 심사자들에게 감사 را 표한다. 또한 진학사의 수능점수 자료를 제공해준 한국개발연구원 홍성창 박사에게 사의를 표한다. 본고에 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

** 제1저자, 서울대학교 경제학부 박사과정, e-mail: jyhhss@gmail.com

*** 교신저자, 한국개발연구원 선임연구위원, e-mail: yskoh@kdi.re.kr

I. 서론

한국의 대학 교육은 보편화되었으나 입시경쟁은 오히려 높아졌다. 1980년대 초의 대학졸업정원제 도입, 1990년대 중반의 대학설립 준칙주의 도입 및 정원 자율화, 그리고 최근에는 출산을 하락에 따른 학령인구 감소로 고등학교에서 대학으로 진학하기는 수월해졌다. 1980년 고등학생의 27.2%만이 대학에 진학했으나 2018년에는 69.7%가 진학했으며, 이에 따라 25~34세 인구 중 대학 졸업자의 비중은 현재 70%에 달하게 되었다.¹⁾ OECD 평균값이 34%임을 고려하면 이는 상당히 높은 수준이다.²⁾ 반면 입시경쟁은 더욱 치열해졌다. 2018년 기준 초·중·고 사교육비 총액은 19.5조 원으로 교육부 전체 예산인 68.2조 원의 약 29.5%에 해당하며, 특히 대입 입시와 직접 관련된 고등학교 일반교과 사교육비는 4.8조 원에 달한다. 또한 대학 입학을 위한 재수생, 삼수생, N수생이 증가하는 추세이다. 이처럼 대학 교육이 보편화되었음에도 입시경쟁이 더 치열해진 것은 상위권 대학에 대한 수요가 늘어났음을 의미한다. 재수 현상이 상위권 학생들에게서 두드러진다는 점에서도 이를 확인할 수 있다.³⁾

상위권 대학에 대한 수요가 높은 이유 중 하나는 이들 대학의 졸업생이 높은 임금을 받는 데에서 찾을 수 있다. 서열 높은 대학의 졸업생이 높은 임금을 받는다는 사실은 많은 연구에서 확인되었다(장수명, 2006; 김진영, 2007; 김희삼·이삼호, 2007; Ko, 2011; 주취정, 2012; 김성훈, 2014). 이들 연구는 주로 특정 시점, 예컨대 졸업 직후의 임금만을 살펴보았다. 그러나 임금 격차가 근로생애 중 여러 시점에 걸쳐 어떻게 변화하는지, 그리고 이러한 격차가 노동시장의 어떤 요소들과 밀접한 관련이 있는지를 파악하는 것도 중요하다. 격차 양상에 따라 학생과 학부모에게 대학 서열의 의미가 달라질 수 있으며, 정부의 노동시장 및 교육정책이 달라질 수

1) 고등학교에서 대학교로 진학하는 사람의 비율(대학 진학률)은 1980년 27.7%, 1990년 33.2%, 2000년 68.0%, 2010년 79%, 2018년 69.7%를 보여 2000년대부터 70% 내외의 수준을 유지하고 있다(한국교육개발원, 2017. 6).

2) OECD, Education at a Glance 2018, 2018, Table A1.2.

3) 정시모집 재수생 비율은 2017년 정시 37.9%에서 2018년 43.5%로 5.6%포인트 상승한 반면 재학생 비율은 8.9%포인트 하락했다(연합뉴스, 2018. 1. 29). 또한 수능 1등급 학생 중 40.2%가 서열이 더 높은 학교에 가기 위해 재수를 선택했다. 이는 9등급 학생 중 13.2%가 재수를 한 것에 비해 약 3배 높은 수준이다(김영철·김희삼, 2013).

있기 때문이다.

예를 들어, 임금 격차가 초기에는 크지만, 시간이 지날수록 줄어드는 경우를 생각해 볼 수 있다. 개인의 근로 능력과 무관하게 채용된다면 노동시장 진입 당시에만 임금 차이가 나고, 이후에는 내재적 능력이 제대로 평가되면서 격차가 줄어들 수 있다. 이렇게 노동시장이 근로 능력을 정확하게 평가하여 학벌에 따른 격차가 감소한다면, 그리고 이 사실이 널리 알려진다면 지금과 같은 극심한 입시경쟁은 다소 완화될 수 있을 것이다.

이와 반대로 임금 격차가 시간이 지날수록 커질 수도 있다. 상위권 대학의 졸업자는 하위권 대학의 졸업자보다 능력이 높아 입직 시 더 높은 임금을 받으며, 입직 후에는 더 빨리 숙련을 쌓기 때문에 임금 격차가 커질 수 있다. 상위권 대학 졸업자가 능력이 높은 것은 이들이 대학에서 더 좋은 교육을 받았기 때문일 수도 있고 입학 전부터 이미 능력이 높았기 때문일 수도 있다. 어느 경우든 대학 서열은 개인의 능력을 적절히 반영하는 것으로 해석되며, 따라서 정부의 개입이 불필요할 수 있다.

다른 가능성도 존재한다. 예를 들어, 최상위권 대학 졸업자들은 네트워크를 형성해 근로생애 동안 서로 도와주지만, 최상위권이 아닌 대학의 졸업자들은 그러지 못하기 때문에 이들 간에 임금 격차가 커지는 것일 수 있다. 또 연공서열식의 임금구조로 인해 생산성과 관계없이 근속연수에 따라 임금이 계속 올라간다면, 이것 역시 임금 격차를 확대할 수 있다. 일자리가 불안정한 중소기업에서는 호봉제의 혜택을 받기 어려워 임금이 쉽게 올라가지 못하는 반면 일자리가 안정적인 대기업에서는 임금이 꾸준히 올라간다면 이들 간의 임금 격차가 커질 것이다. 뿐만 아니라 동일한 호봉제를 택하고 있더라도 기업규모에 따라 임금 증가율이 다르다면 임금 격차가 증가할 수 있다. 만일 이처럼 개인의 능력과는 무관하게 임금 격차가 발생한다면 이는 노동시장이 효율적으로 작동하지 않는다는 것을 의미하므로 정부개입의 필요성이 인정될 수 있다. 여러 가능성에 대해서는 4절에서 더 구체적으로 논의한다.

이처럼 대학 서열 간 임금 격차가 시간에 따라 어떻게 바뀌는지 고찰한 국내 문헌으로는 Ko(2011)가 유일하다. 그러나 이 논문도 근로생애 전반을 살펴본 것은 아니었으며, 자료의 부족으로 10여 년의 기간만을 분석하였다. 이에 반해 본고는 근로생애 전체에 해당한다고 할 만큼 긴 기간인 35년의 기간을 분석한다. 나아가 연령 간의 임금 격차가 노동시장의 어떤 특성과 관련이 있는지 살펴보았고, 이러한

격차가 대학교육 이전에 형성된 능력에 따라 얼마나 다른지에 대해서도 탐구하였다. 근로생애 전체에 걸쳐 존재하는 임금 격차를 확인하고 이 격차와 관련된 노동시장의 특징을 다각적으로 살펴본 논문은 저자들이 알고 있는 한 본고가 처음이다.

본고에서 파악한 결과는 다음의 세 가지로 요약된다. 첫째, 대학 서열 간에는 최대 50%의 임금 격차가 존재한다. 이러한 격차는 기존 연구에서 파악한 것보다 훨씬 높은 수준이다. 둘째, 임금격차는 연령에 따라 처음에는 증가하다가 나중에는 감소하는데, 이러한 증감 양상은 졸업자의 근속연수, 사업체 규모, 임금 근로 확률의 변화와 밀접하게 연관된다. 특히, 상위 서열 대학의 졸업자는 대기업에 더 많이 입직하는 경향이 있는데, 대기업은 일자리가 안정적이므로 이들은 근로생애 전반기에 근속연수를 늘리면서 하위 서열 대학 졸업자와의 임금 격차를 늘린다. 그러나 이들이 후반기에는 조기 퇴직하여 중소기업 근로자나 비임금근로자로 전환함에 따라 임금 격차가 줄어든다. 셋째, 대학 입학 전 형성된 개인의 능력과 입학 후 대학교육의 효과가 복합적으로 작용하여 임금 격차를 발생시키는 것으로 확인된다. 입학 전 능력이 높은 집단 내에서 격차가 더 빠르게 증가하였는데, 이는 대학 교육이 입학 전 형성된 능력을 더욱 증폭시킬 수 있다는 것을 시사한다. 즉, 입학 전의 능력뿐만 아니라 대학 입학 이후 받은 교육을 통해서도 인적자본 수준을 높일 가능성을 확인한 것이다.

본고는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절과 제Ⅲ절에서는 각각 선행 연구와 본 연구에서 활용한 자료를 소개한다. 제Ⅳ절에서는 대학교육과 임금 격차의 이론적 배경에 대해 논의하고, 제Ⅴ절에서는 추정 방법을 소개한다. 제Ⅵ절에서는 실증분석 결과에 대해 논의한다. 제Ⅶ절에서 결론을 맺는다.

Ⅱ. 선행 연구

대학 서열과 임금 격차에 관한 연구는 국내외에서 활발히 진행되었다. 많은 연구는 서열 높은 대학 졸업자의 임금이 더 높다고 보고하였다(Wachtel, 1976; James et al., 1989; Loury and Garman, 1995; Eide et al., 1998; Brewer et al., 1999; Dale and Krueger, 2002, 2011; Hoekstra, 2009; Long, 2008, 2010; Eide et al., 2016; 오호영 외, 2006; 장수명, 2006; 김진영, 2007; 김희삼·이삼호, 2007; Ko, 2011; 주휘정, 2012; 김성훈, 2014). 미국에서는 주로 National Longitudinal Study,

National Education Longitudinal Study, High school and Beyond, Baccalaureate and Beyond, College and Beyond Survey 등을 통해 대졸자들의 임금을 파악하는 한편 신입생 SAT 성적, Barron의 경쟁력 지수, 교육비 지출 등을 활용해 대학 서열을 측정하였다. 이들 대부분의 연구는 최소자승법(OLS)을 통해 Mincer 형태의 임금 방정식을 추정하였으며, 이를 통해 명문대학 졸업생들이 임금 프리미엄을 누린다는 사실을 확인하였다. 그러나 IQ(Wachtel, 1976), 각 개인이 지원한 여러 대학의 SAT 점수 평균(Dale and Krueger, 2002, 2011) 등을 활용하여 대학에 입학하기 전의 개인의 능력을 통제하거나 회귀단절모형(Hoekstra, 2008), 성향점수매칭방법(Black and Smith, 2004) 등을 활용하여 능력이 유사한 개인들을 대상으로 분석하면 이러한 프리미엄이 줄어든다는 사실도 보고된다.

여러 해외 연구 가운데 Dale and Krueger (2011)는 본고와 마찬가지로 생애 전반에 걸친 대학 서열 간 임금 격차를 살펴보았다. 즉, 1976년도 입학생 코호트에 대해 1983~2007년의 25년 동안 대학 서열과 대학 졸업자 간의 임금 격차와의 연관성을 살펴보았다. 구체적으로는 1983~1987년, 1988~1992년, 1993~1997년, 1998~2002년, 2003~2007년의 5년 단위로 나눈 5개의 표본에 대해 각각 회귀분석을 실시하였다. 그리고 시간이 흐를수록 대학 서열에 따른 임금 격차가 커진다는 결과를 얻었다. 그러나 개인의 능력을 통제하기 위한 변수로서 각 개인이 지원한 여러 대학의 평균 SAT 점수를 회귀분석에 포함하면 대학 서열은 생애임금에 별다른 영향을 미치지 않았다.⁴⁾

국내에도 대학 서열을 측정하고 이에 따른 임금 격차를 확인한 연구가 다수 존재한다. 많은 국내 연구자는 입시 전문기관이 발표한 대학 학과별 입학성적 또는 언론기관인 중앙일보가 교수연구, 교육여건, 학생교육, 평판도를 기준으로 평가한 대학 순위를 활용해 대학 서열을 측정했다. 일부 연구자는 설립 연도, 대학 위치, 국립·사립 여부, 학생 1인당 교육비, 교수 1인당 학생 수, 재정 규모 등을 바탕으로 대학 서열을 측정하기도 하였다. 또한 이들은 개인이 졸업한 대학의 이름을 파악할 수 있는 한국노동패널(KLIPS), 대졸자직업이동경로조사(GOMS) 등의 설문자료에서 임금 자료를 추출하였다. 국내 연구 결과 가운데 장수명(2006)에 의하면 상위

4) 이러한 통제변수를 이용한 것은 지원한 대학의 SAT 점수가 유사하다면 가정 배경으로부터 형성된 인지적·비인지적 능력뿐 아니라 공부하고자 하는 열정이나 의지와 같이 같은 눈에 보이지 않는 특성까지 유사하다고 볼 수 있기 때문이다.

1~5위 대학의 졸업생은 101위 이하 대학의 졸업생에 비해 임금이 평균 33% 높다. 김진영(2007)은 2003년 졸업생의 2005년 노동시장 성과를 살펴보았는데, 상위 1~10위 대학의 졸업생은 11위 이하 대학 졸업생에 비해 임금이 약 7% 높다는 결과를 얻었다. 또 김성훈(2014)에 의하면 상위 1~10위 대학 졸업생은 31위 이하 졸업생에 비해 첫 임금이 12~17% 높다.

특히 Ko(2011)는 대학 서열에 따른 임금 격차가 존재할 뿐 아니라 연령에 따라 그 격차가 증가하는 경향이 있다는 것도 보였다. 구체적으로, 1972~1974년생 코호트를 대상으로, 이들이 26~28세일 때(1999년), 29~31세일 때(2002년), 32~34세일 때(2005년), 35~37세일 때(2008년)의 임금 프리미엄을 추정했다. Ko(2011)의 <Table 6>에 의하면 1~10위의 상위권 대학 졸업자와 50위 미만 대학 졸업자 간의 임금 격차는 26~28세일 때는 10% 미만이나 29~34세일 때에는 약 30%에 달한다. 반면 35~37세일 때는 20%를 약간 상회하는 수준으로 하락하고 통계적 유의성도 사라진다고 보고하였다. 저자는 연령이 증가할수록 표본 개수가 줄어드는 것을 한계로 지적하였다. 이외에도 대학 서열 자료를 활용하지 않고, 수도권에 서열 높은 대학들이 몰려있다는 점을 고려하여 수도권 대학과 비수도권 대학을 비교한 연구도 다수 있다(이주호 외, 2003; 박성재, 2005; 김진영, 2007; 김희삼, 2010). 이들은 수도권 대학 졸업자들이 비수도권 대학 졸업자들에 비해 임금, 취업률, 취업의 질, 직업과 전공과의 일치 여부에서 프리미엄을 얻고 있음을 보고하였다.

이러한 기존 연구 가운데 대학 서열에 따른 임금 격차가 생애 전반에 걸쳐 어떻게 변하는지를 살펴본 연구는 해외에서는 Dale and Krueger(2011), 국내에서는 Ko(2011)로 제한된다. Ko(2011)는 자료의 한계로 대학 서열 간 차이가 전체 근로생애 동안 지속하는지 살펴보지는 못했고 초기 노동시장 성과만을 살펴보았다.

본고의 기여는 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 본고는 비교적 많은 근로자 표본과 35년이라는 긴 기간을 활용하여 대학 서열 간 임금 격차뿐만 아니라 그 차이가 근로생애 동안 어떻게 변화하는지를 탐구한다. 둘째, 이러한 대학 서열 간 생애 임금 격차가 노동시장의 어떤 특징과 밀접한 관련이 있는지를 살펴본다. 마지막으로 이러한 격차가 대학 교육 이전의 개인적인 능력에 따라 얼마나 다른지 파악함으로써 문헌에 기여한다.

Ⅲ. 자 료

본 연구에서는 두 가지 자료를 활용한다. 첫 번째 자료는 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Study: KLIPS)에서 제공하는 1998~2017년의 20개년 자료이다.⁵⁾ KLIPS는 임금 및 인구학적 자료뿐 아니라 대학명, 전공, 대학교 위치, 출신 고등학교명 등의 자료도 제공한다. 이는 다른 자료에서는 제공하지 않는 개인에 관한 구체적인 정보이다. 그러나 대학명을 응답하지 않는 대졸자도 있어 표본이 손실되었다. 최종적으로 총 21,178명에 대해 167개의 대학을 KLIPS에서 확인할 수 있었다.

둘째 자료는 입시 전문기관 진학사에서 수집한 전국 대학의 학과별 평균 대학수학능력시험(수능) 점수 자료이다.⁶⁾ 이 자료에는 1998~2003년 6년간 모든 4년제 대학의 학과별 입학생 평균 수능성적이 포함되어 있다. 수능은 1994년에 시작되었는데, 시행 초기인 1994~1998년에는 대학 순위가 일정하지 않았고 변동이 심했다. 이후 2000년을 전후로 하여 대학 순위는 고착화 단계에 접어들었고, 의학 계열 및 사범 계열 등 전공에 따른 서열 현상도 확인되었다(김진영, 2006, 2007). 이에 따라 본 연구에서는 대학 순위는 고착화 단계에 진입하였지만, 아직 전공에 따른 서열화가 발생하기 전인 1998, 1999, 2000년의 3개년 대학별 학과별 수능 점수를 활용해 대학 서열을 측정하였다. 연도별 수능의 난이도가 다를 수 있음을 고려해 각 해의 학과별 평균 수능성적을 표준화하고, 학과별 학생 수를 고려하여 가중 평균한 수능 성적을 계산하였다. 이때 수능보다 실기의 비중이 큰 예체능계열과 대학 서열과 무관하게 상위권에 몰려있는 의학계열은 제외하였다.⁷⁾ 또 입학성적에 차이

5) KLIPS에서는 세 가지 표본에 대해 조사를 시행한다. 이는 1998년에 조사가 시작된 표본(98표본), 2009년에 조사가 시작된 표본(09표본), 2018년에 조사가 시작된 표본(18표본)이다. 09표본과 18표본은 조사 중간에 탈락한 표본을 보충하고자 일부 표본을 새롭게 추출하여 생성한 것이다. 본고에서는 98표본을 활용한다.

6) 이주호 외(2014)에서 활용한 자료를 제공받았다. 후속 연구로 6년간의 자료를 모두 활용하여 전공과 대학 서열에 따른 임금격차를 분석할 계획이다.

7) 의학계열뿐 아니라 간호학과, 임상병리학과, 물리치료학과 등의 보건계열도 제외하여 최종적으로 인문계열, 사회계열, 자연계열, 공학계열, 사범계열을 대상으로 분석을 진행했다. 구체적으로는 의예, 의학, 한의학, 한약, 약학, 간호, 임상병리, 물리치료, 예술, 방송 연기, 음악, 관현악, 피아노, 성악, 기악, 작곡, 국악, 연극, 영화, 체육, 태권도, 무용, 디자인, 미술 등의 단어를 포함한 학과는 제외했다. 실제 표본에서도 의학 및 보건과 예체능계열은 제외

가 있는 본교와 분교를 구분하였다.⁸⁾ 결과적으로 192개의 대학을 확인할 수 있었다. 그리고 대학별 평균 수능성적의 3개년 평균을 계산했다. 입시성적 자료가 모든 대학의 모든 연도에 대해 제공되는 것은 아니어서 2년 평균 또는 1년 자료를 사용한 경우도 있었다. 다음으로 192개 대학을 평균 수능성적에 따라 10개 분위로 나누었다.

마지막으로 개인 자료와 대학 서열 자료를 합쳐서 최종적으로 활용할 자료를 생성하였다. 두 자료를 합치면 대학 수는 143개로 줄어든다. 또 대학 서열이 높을수록 KLIPS에 더 많은 임금근로자가 존재하였다. 즉, 대학명을 보고한 임금근로자 1분위는 2.8%, 2분위는 4.1%, 3분위는 7.6%인 것에 반해 9분위는 16.8%, 10분위는 14.9%에 해당하였다. 이처럼 응답자 수가 다른 것에 대해서는 여러 이유를 생각해 볼 수 있다. 예컨대 상위권 대학의 규모가 크고 졸업생이 더 많기 때문일 수 있다. 또는 KLIPS 표본 추출단계에서 상위권 대학 졸업자가 더 많이 포함되었기 때문일 수 있고, 대학명을 응답하는 과정에서 하위권 대학 졸업자들이 대학명을 응답하기를 꺼렸기 때문일 수 있다. 본고는 표본 수의 차이를 조절하기 위해 10분위를 5개의 그룹으로 다시 분류하였다. 그룹1은 1, 2, 3, 4분위의 대학을 졸업한 사람들로 구성되며, 그룹2는 5, 6분위, 그룹3은 7, 8분위, 그룹4는 9분위, 그룹5는 10분위 대학을 졸업한 사람들로 구성된다. <Table A. 1>은 두 자료를 합친 이후 각 분위 및 그룹에 포함된 대학명을 보여준다.

이렇게 측정된 대학 서열이 실제 대학 서열을 얼마나 반영하고 있는지에 대해 의문이 제기될 수 있다. 예를 들어 본고에서 사용하는 대학 서열은 1998~2000년의 수능 자료를 활용하여 구성한 것이기 때문에 1980년대 초반 출생자에게만 적합할 수 있다. 이 점을 고려하여 본고에서는 다른 방법을 통해 대학 서열을 측정하고 결과의 강건성을 검증하였다. 자세한 설명은 강건성 검증에서 제공한다.

기존 연구에서는 학력 및 학벌의 노동시장 성과를 측정하기 위해 주로 임금 및 취업률의 두 가지 지표를 활용하였다. 본 연구에서는 임금을 살피기로 한다. KLIPS 자료로는 취업률을 정확히 측정하기 어렵기 때문이다. 미취업자의 경우 취

하였다.

8) 건국대학교, 경희대학교, 경기대학교, 고려대학교, 단국대학교, 동국대학교, 명지대학교, 상명대학교, 연세대학교, 중앙대학교, 한국의국어대학교, 홍익대학교의 분교를 본교와 구분하였다.

업자에 비해 설문에 응답하지 않거나 표본에서 탈락(attrition) 할 가능성이 더 높은 것으로 알려져 있다. 더불어 김진영(2007)에 의하면 대학 서열 간 취업률은 큰 차이가 없다는 점도 고려했다. 본 연구에서 활용하는 임금은 연간 임금으로서 상여금 및 기타 수당이 포함된 세후 월평균 임금에 12개월을 곱해 계산한 값이다. 이 값에 2015년 기준 소비자물가를 적용하여 실질임금을 계산한 후 로그를 씌워 최종적으로 로그 연간 실질임금을 구하였다. 생산성을 측정하기에는 연간 임금보다 시간당 임금이 더 적절한 지표일 수 있으나 근로시간 측정에는 상당한 오차가 있는 것으로 알려져 있기 때문에 시간당 임금을 활용하지 않았다.

본 연구에서는 대학 서열을 측정할 수 있는 4년제 대학 졸업자들만을 분석 대상에 포함했으며, 대학원 졸업자는 제외했다. 나이는 대학 졸업 후 취업할 가능성이 있는 나이인 25세를 기점으로 하고 통상적 퇴직연령인 60세를 1년 앞둔 59세를 종점으로 하여 25~59세의 연령대로 국한했다. 표본 기간은 1998~2017년의 20년인데, 결과적으로 분석 대상에 포함된 사람은 총 1,243명이고 표본 수는 9,084개이다. 모든 사람이 20년 기간의 표본에 포함되지는 않아 자료는 불균형 패널 형태로 구축되었다.

〈Table 1〉은 추정에 활용한 표본의 기초통계량을 보여준다. 연평균 임금은 대학 순위가 올라갈수록 증가하는 경향을 보인다. 그룹5의 대학 졸업자들과 그룹1의 대학 졸업자들 간의 연봉 차이는 평균 862.4만 원이다. 수능 점수는 앞서 설명한 방법과 같이 표준화 과정을 거쳐 계산한 점수이다. 그룹5 대학의 수능 평균 점수가 그룹1 대학에 비해 약 2.4 SD 높은 것을 알 수 있다. 모든 분위에 공통으로 남성이 약 72% 분포한다.⁹⁾ 전반적으로 사회계열 및 자연계열에 비해 인문계열 및 공학계열의 비중이 높은 것으로 확인되며, 대학 서열이 높을수록 인문·사회계열의 비중이 자연·공학계열에 비해 높아지는 모습도 흥미롭다.

9) 통계청 경제활동인구 부가 조사에서는 임금근로자 중 남성의 비율이 57.4% (2010년), 56.5% (2015년), 55.9% (2017년)로 나타난다. 따라서 본고의 표본에는 남성이 여성보다 많이 포함된 것으로 보인다.

〈Table 1〉 Summary statistics by university ranking

		Group 1 (G1)	Group 2 (G2)	Group 3 (G3)	Group 4 (G4)	Group 5 (G5)
Male (%)		72.67	72.32	71.63	71.46	74.09
Birth year		1970.04	1969.45	1967.12	1966.75	1965.11
Annual earnings (1,000 won)		28,729.2	30,273.6	33,368.4	34,784.4	37,351.1
SAT score (SD)		-0.98	-0.16	0.42	0.98	1.46
Major (%)	Humanities	28.28	32.41	31.36	25.25	39.87
	Social sciences	22.28	15.37	17.24	18.54	25.13
	Natural sciences	16.39	10.12	14.40	10.37	4.26
	Engineering	27.53	33.89	34.12	28.17	24.01
	Teaching	5.51	8.21	2.89	17.74	6.73
No. of universities		49	29	33	16	16
No. of observations		1,943	1,698	2,534	1,566	1,343
No. of Individuals		258	231	334	227	193

IV. 대학교육과 임금 격차에 관한 이론적 논의

본 절에서는 대학 교육이 노동시장 성과에 영향을 미치는 원인 및 경로에 대해 논의한다. 대학 교육이 노동시장 성과에 영향을 미치는 경로는 세 가지로 정리된다. 첫째는 인적자본 이론이다(Becker, 1965; Ben-Porath, 1967; Mincer, 1997). 학교 교육 및 훈련을 통해 축적된 지식과 기술이 근로자의 숙련도와 노동생산성을 높이고 근로자가 노동시장에서 높은 임금과 같은 긍정적인 평가를 받도록 도와준다는 것이다. 이는 교육 및 훈련을 통한 인적자본의 향상에 주목한 이론이다. 이 이론에 따르면 대학 서열에 따라 교육에 질적 차이가 존재하며, 이러한 차이로 인해 졸업생들의 생산성이 달라지고 나타나고 임금 격차가 발생한다.

둘째는 선별 및 신호효과 또는 졸업장효과(sheepskin effect)에 관한 이론이다. 이 이론에 따르면 대학 교육은 학생들의 능력을 높여주지 못한다. 현실에서 고학력·고학벌을 가진 사람들의 노동시장 성과가 뛰어난 것은 원래 능력이 뛰어난 사람들이 고학력·고학벌을 획득하기 때문이다. 이 경우 개인은 인적자본을 높이려는 목적보다 개인 능력의 지표로서 학력 및 학벌을 획득하려는 목적으로 교육에 투자한다(Spence, 1978; Weiss, 1995; Acemoglu et al., 2009; Caplan, 2018).¹⁰⁾ 또 고용주는 학력 및 학벌을 개인 능력의 대리변수로 활용하여 채용을 진행한다. 이 이

론을 따른다면 본고에서 논의하는 대학 서열은 대학교육 이전에 형성된 개인의 능력을 나타내주는 지표로 해석된다. 즉, 개인의 대학 서열은 유전적 경로 또는 유아 교육, 초중등교육, 가정교육과 같은 후천적 경로를 통해 형성된 개인의 능력을 나타낸다.

셋째는 사회적 자본 이론이다. 이것은 동료 및 선배, 그리고 동문들의 영향이나 도움을 받아 노동시장 성과가 개선되는 현상을 가리킨다. 예컨대 최상위권 대학에 다니는 학생들은 동료 학생들로부터 자금을 받아 바람직한 학업태도를 형성하게 되고, 그 결과 졸업 후 노동시장에서 높은 보상을 얻게 된다. 또 선배 및 동료가 사회적으로 유리한 위치에 있는 모습을 보고 이와 유사한 수준의 일자리를 얻기 위해 노력하고, 결국 그것을 얻게 된다.¹¹⁾ 이러한 동료효과와 더불어 네트워크 효과도 중요할 수 있다(Acemoglu et al., 2009; Crepon et al., 2013). 최상위권 대학 졸업생들의 네트워크는 다른 대학 졸업생들에 비해 촘촘하게 형성이 되어 있다. 이러한 네트워크를 통해 최상위권 대학 졸업생들은 유용한 정보를 얻고 양질의 일자리를 확보할 수 있다(Lee and Brinton, 1996). 또 고용주나 직책이 높은 근로자가 같은 대학 출신(학연)을 선호함에 따라 최상위권 대학 졸업생들이 채용과 승진에서 유리한 위치를 차지할 수도 있다(James et al., 1989).¹²⁾

이러한 세 가지 이론을 중심으로 대학 서열의 효과를 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다. 우선 근로자의 인적자본(A)과 대학 서열에 따른 학벌 효과(B)로 나눌 수 있다. 여기서 근로자의 인적자본(A)은 유전적으로 형성된 부분(A1), 가정 배경 및 유치중등 교육을 통해 형성된 부분(A2), 그리고 대학 교육을 통해 형성된 부분(A3)으로 구성된다. 여기서 A1과 A2는 대학 교육 이전에 형성된 부분이며, A3는 교육과정과 동료효과 등을 통해 대학 교육 기간에 형성된 부분이다. 신호효과 및 졸업장 효과는 A1과 A2에 해당하며, 대학 교육의 인적자본 향상 효과는 A3에 해당한다. 네트워크 효과는 B에 포함될 수 있다. 만일 노동시장이 효율적으로 작동한다면 A를 통해 임금이 결정되겠지만 노동시장이 비효율적으로 작동한다면 B를 통해

10) “교육 기간이 1년 다른 두 개인을 비교할 때, 이들 간의 노동생산성 차이는 교육기간 1년의 차이에 기인한다고 해석하기보다는 교육기간 1년의 차이와 개인별 잠재능력의 차이가 복합적으로 작용한 결과로 해석하는 것이 적절하다(Weiss, 1995).”

11) Acemoglu et al. (2009)는 이러한 현상을 “Pre-Labor Market Influences”라고 명명하였다.

12) 한국에서의 학연의 존재는 Lee and Kang (2015)에서도 확인된다. 이들에 의하면 최상위 고등학교 졸업자 간 존재하는 학연이 노동시장 성과에 긍정적인 영향을 미치고 있다.

서 임금이 결정될 것으로 예상된다.

인적자본 이론(A3)과 신호효과 이론(A1, A2)은 한 가지 공통점을 갖는데, 그것은 대학 서열이 졸업자의 인적자본을 반영한다고 보는 것이다. 인적자본 이론은 그 차이가 대학 교육의 결과라고 보는 반면 신호효과 이론은 개인이 대학 입학 전부터 보유해온 내재적 능력의 결과라고 보는 점에 차이가 있을 뿐이다. 그 원인이 무엇이든 두 이론에 따르면 대학 서열에 따라 졸업자의 인적자본에 차이가 존재하고 그 차이가 임금 격차로 이어진다. 사회적 자본 이론 가운데 동료효과 이론(A3) 역시 인적자본의 차이를 인정한다. 그러나 네트워크 효과 이론(B)에서는 인적자본과 무관하게 학연에 따라 노동시장의 보상이 이루어지므로 임금 격차가 불공평한 것으로 해석될 수 있다.

다음으로 임금 격차가 연령에 따라 변하는 경로에 대해서도 다양한 예측을 할 수 있다. 만일 인적자본 이론이나 신호효과, 동료효과 이론이 말해주듯 인적자본(A)의 차이가 임금 격차를 낳는다면, 이러한 임금 격차는 경력이 쌓일수록 더 커질 수 있다. 인적자본이 높은 사람일수록 학습 속도가 빠르고 숙련이 더 빠르게 향상될 것이기 때문이다. 인적자본의 차이로 인한 임금 격차가 경력이나 연령에 따라 더 확대된다는 사실은 학력 간 임금 격차를 살펴봐도 알 수 있다. Lagakos et al. (2018)에 의하면 선진국과 개도국을 포함한 대부분의 나라에서 경력에 따른 시간당 임금의 상승은 저학력 근로자보다 고학력 근로자가 더 빠르다.¹³⁾ 이처럼 고졸자와 대졸자 사이의 임금 격차가 연령에 따라 증가한다면, 같은 대졸자 사이에서도 근로 능력에 따른 임금 격차는 연령에 따라 증가할 수 있다. 그리고 만일 대학 서열이 근로 능력을 반영한다면, 대학 서열에 따른 임금 격차는 청년에서 중장년으로 갈수록 더 커질 수 있다. 이러한 임금 격차의 확대는 생산성 격차의 확대를 반영하는 것으로 해석된다.

반면 이런 이론들이 현실에서 작동하지 않고 임금의 대부분이 학벌 효과(B)에 의해 결정되는 경우도 생각해 볼 수 있다. 즉, 개인의 능력과 대학 서열 사이의 관계가 약한 경우를 생각해 볼 수 있다. 이런 경우에 만일 노동시장이 효율적으로 작

13) 이외의 연구 결과는 다음과 같다. Card(1999, p.1805, Fig.1) 역시 미국의 경우 학력 간 시간당 임금의 격차가 40세 전후 연령까지는 빠르게 늘어나다가 그 후에는 유지된다고 보고한다. OECD(1998, p.135, Chart 4.4)는 시간당 임금이 아닌 근로소득(earning)을 살펴보았는데, G7 국가에서 학력 간 근로소득 격차는 근로연령 초반 및 중반에는 늘어난다.

동해 결국 임금이 개인의 근로 능력을 반영하게 된다면, 대학 서열에 따른 임금 격차는 청년에서 중장년으로 갈수록 작아지거나 청년 시기부터 존재하지 않을 가능성이 크다. 그러나 만일 노동시장이 비효율적이라면 대학 서열에 따른 임금 격차는 유지되거나 확대될 수 있다. 예컨대, 해고가 어렵고 임금이 생산성과 무관하게 호봉에 따라 지속적으로 상승한다면, 대학 서열에 따른 임금 격차는 확대될 수 있다.

V. 추정 방법

〈Table 1〉에서 확인한 대학 서열 간의 임금 격차를 측정하고 이 격차가 생애에 따라 어떻게 변하는지 파악하기 위해 다음 식 (1)의 회귀방정식을 추정하였다.

$$w_{it} = \beta_0 + \sum_{a=2}^7 \beta_{1a} A_{iat} + \sum_{g=2}^5 \sum_{a=1}^7 \beta_{2ga} (G_{ig} \times A_{iat}) + \sum_{a=1}^7 \beta_{3a} (S_i \times A_{iat}) + \sum_{m=2}^5 \beta_{4m} M_{im} + \tau_b + e_{it} \quad (1)$$

식 (1)에서 하첨자 i , g , a , t , m 는 각각 임금근로자 개인, 대학 서열에 따른 그룹, 연령집단, 연도, 전공계열을 의미한다. w_{it} 는 개인 i 의 로그 연간 실질임금을 의미한다. G_{ig} 은 개인 i 가 졸업한 대학의 서열 그룹 g 에 따라 1과 0의 값을 갖는 더미변수이다. A_{iat} 는 개인 i 가 t 연도에 연령집단 a 에 속할 때 1의 값을 갖는 더미변수이다. 연령집단은 25~59세를 5세 구간으로 나누어 총 7개 집단(25~29세, 30~34세, 35~39세, 40~44세, 45~49세, 50~54세, 55~59세)으로 구성하였다.¹⁴⁾ S_i 는 개인 i 가 남성일 경우 1, 여성일 경우 0의 값을 갖는 성별 더미변수이다. M_{im} 는 전공계열 더미변수이다. 전공계열은 인문계열, 사회계열, 자연계열, 공학계열, 교육계열의 5개로 구분된다. τ_b 는 코호트 고정효과(FE)이며, 출생연도 b 는 1939~1989년에 걸쳐 있다.¹⁵⁾

14) 연령보다는 노동시장에서의 경력연수가 임금과 더 밀접히 연관되어 있을 수 있다. 미국의 많은 연구는 '경력연수=연령-학력별 통상적 교육연수-6'으로 경력연수를 추정해 분석에 사용하기도 한다(Mincer, 1974; Blinder, 1976). 그런데 본 논문에서 다루는 표본의 학력은 동일하기 때문에 연령을 사용하기로 한다.

식 (1)에서 β_{1a} 는 그룹1 내에서 연령집단 a 와 연령집단1 간의 임금 격차를 나타내며, β_{2ga} 는 그룹 g 와 그룹1 간의 임금 격차를 나타낸다. 가령 β_{221} 은 25~29세 연령집단($a=1$) 내에서 그룹2($g=2$)의 임금에서 그룹1($g=1$)의 임금을 뺀 값이다. β_{2ga} 의 값을 예상해보면 다음과 같다. 먼저 기존 연구를 참고할 때 $\beta_{2ga} > 0$ 으로 나타날 것이다. 즉, 대학 서열 간 격차가 존재함에 따라 모든 연령구간에서 그룹2~5의 임금은 그룹1의 임금보다 클 것이다. 또 그룹2~5 사이에서는 $\beta_{22a} < \beta_{23a} < \beta_{24a} < \beta_{25a}$ 의 관계가 나타날 것이다. 즉, 각 연령구간에서 그룹2 임금 < 그룹3 임금 < 그룹4 임금 < 그룹5 임금의 관계가 예상된다. 이와 더불어 연령집단 간에는 다음과 같은 관계가 예상된다. 만일 임금 격차가 연령에 따라 증가한다면 $\beta_{2g1} < \beta_{2g2} < \beta_{2g3} < \dots$, 즉 $0 < \beta_{2g2} - \beta_{2g1} < \beta_{2g3} - \beta_{2g1} < \dots$ 로 나타날 것이다. 만일 반대로 임금 격차가 연령에 따라 감소한다면 $\beta_{2g1} > \beta_{2g2} > \beta_{2g3} > \dots$, 즉 $0 > \beta_{2g2} - \beta_{2g1} > \beta_{2g3} - \beta_{2g1} > \dots$ 로 나타날 것이다.

앞선 이론적 설명을 참고하면 β_{2ga} 로 측정하는 임금 격차는 인적자본(A)에 기인할 수도 있고 학벌 및 네트워크 효과(B)에 기인할 수도 있다. 노동시장이 효율적이라면 β_{2ga} 는 입직 당시부터 A에 의해 대부분 결정될 것이다. 또 입직 당시에는 B에 의해 결정되더라도 시간이 흐를수록 B의 효과는 점차 사라지고 A의 효과가 커질 것이다. 반대로 만일 노동시장이 비효율적이라면 β_{2ga} 는 B에 의해 대부분 결정될 것이다. 본고에서는 개인의 능력을 정확하게 식별할 수 없어, A와 B의 효과가 혼재되어 임금격차를 추정하였다는 점이 한계로 남는다. 그러나 결과를 해석하는 과정에서 각각의 이론에 비추어 추정결과에 대한 설명을 시도한다.

한편 식 (1)에서 성별, 전공계열, 출생연도는 통제변수 역할을 한다. 먼저 β_{3a} 는 남녀 임금 격차가 어떻게 변하는지 보여준다. 여성들이 결혼, 출산 및 육아로 인한 불이익(penalty)을 받는다는 것은 여러 연구를 통해 알려진 사실이다(Kleven et al., 2019). 따라서 남녀 임금 격차는 나이가 많아짐에 따라 증가할 것으로 예상된다. β_{4m} 은 인문계열을 기준으로 분석하여 인문계열과 여타 계열 간의 임금 격차를 나타낸다. 다음으로 τ_0 는 코호트 효과를 나타내는데, 만일 최근 코호트일수록 이전

15) 연도 고정효과는 코호트 고정효과와 연령변수 간의 강한 상관관계로 인해 포함하지 않았다. '연도=출생연도-연령'으로 계산되기 때문이다. 연도 고정효과를 포함시킬 경우 최근 코호트일수록 작아지고 그룹2의 임금이 그룹1의 임금보다 낮아지는 등 계수값들이 잘못 추정되었다.

코호트보다 더 많은 인적·물적 자본과 더 높은 기술 수준의 혜택을 받는다면 τ_0 는 b 에 따라 증가하는 모습을 보일 것이다.

분석 방법은 통합회귀분석(pooled regression)이며 개인 내 연도 간 존재하는 상관성을 통제하기 위해 개인별로 군집화(clustering)하여 계수의 표준오차를 계산하였다. 이러한 회귀분석을 실시한 후에는 개인의 일자리 특성과 이러한 격차가 어떤 관계를 갖는지 살펴본다. 마지막으로 이러한 격차가 대학 입학 전 형성된 개인의 능력에 따라 달라지는지 고찰하였다.

VI. 결 과

1. 대학서열에 따른 생애임금격차

〈Table 2〉의 (A)는 식 (1)을 추정한 결과를 요약하여 보여준다.¹⁶⁾ 자세한 결과는 〈Table A. 2〉에 제시하였다. 〈Table 2〉의 (A)를 살펴보면 앞서 예상했던 바와 유사하게 대부분의 연령대에서 대학 서열에 따른 임금 격차가 유지 또는 증가하는 것을 확인할 수 있다. 그룹2는 그룹1에 비해 35~39세 및 40~44세 구간에서만 유의미하게 임금이 더 높다. 그룹3은 그룹2에 비해 더 많은 구간에서 유의미한 차이를 보인다. 그룹3은 30~34세부터 45~49세 구간에서 그룹 1에 비해 임금이 더 높았다. 그룹4와 그룹5는 입직 시기부터 차이를 보이기 시작하여 퇴직이 시작되는 시기인 50대 직전까지 그룹1에 비해 유의미하게 더 높은 임금을 받는 것으로 나타난다. 또한 계수추정치는 서열이 높을수록 더 크다($\beta_{22a} < \beta_{23a} < \beta_{24a} < \beta_{25a}$).

〈Table 3〉은 〈Table 2〉의 (A)에 제시된 로그 임금 격차를 퍼센트(%)로 환산하여 보여준다. 〈Figure 1〉은 이를 그림으로 표현한 것이다. 이 그림에서는 다음과 같은 사실을 발견할 수 있다. 첫째, 임금 격차는 상당한 수준이다. 40~44세일 때 그룹1에 비해 그룹2는 12.8% 더 높은 임금을 받는다. 그리고 그룹3은 27.8%, 그룹4는 39.7%, 그룹 5는 50.5% 더 높은 임금을 받는다. 이처럼 상위 그룹은 하위

16) 회귀분석에서는 가중치를 적용하지 않았다. 가중치를 적용하면 표본 수가 5,774개로 줄어들어 이전에 비해 68%만 남게 된다. 가중회귀분석의 결과도 〈Table 2〉의 결과와 크게 다르지 않으나 표본 수의 감소로 유의성이 다소 줄어들었다. 지면을 절약하기 위해 이하에서 보고하지 않았다.

그룹에 비해 임금이 높을뿐더러, 그 격차는 기존 연구에 비해 높은 수준이다.

둘째, 모든 연령대에서 그룹1과의 임금 격차가 적어도 40~44세 구간까지 유지되거나 증가하는 모습을 <Figure 1>에서 시각적으로 확인할 수 있다. <Table 2>의 (B)는 입직 연령대(25~29세)에 대비한 연령 간 임금 격차($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)를 계산한 결과이다. 이는 40~44세까지 대체로 상승하는 모습을 보인다($0 < \beta_{2g2} - \beta_{2g1} < \beta_{2g3} - \beta_{2g1} < \beta_{2g4} - \beta_{2g1}$). 즉, <Table 2>의 (A)에 제시된 대학 서열 간 임금 격차가 25~29세 연령대에 비해 대부분의 연령대에서 유의미하게 증가하는 것이다.

(Table 2) Lifetime wage gap by university ranking (log difference)

(A) Gap by university ranking (β_{2ga}, β_{3a})								
		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga}	$g = 2$ (G2-G1)	-0.027 (0.047)	0.039 (0.038)	0.090** (0.044)	0.120* (0.066)	0.120 (0.076)	-0.139 (0.121)	-0.243* (0.146)
	$g = 3$ (G3-G1)	0.076 (0.046)	0.149*** (0.038)	0.183*** (0.041)	0.245*** (0.054)	0.206*** (0.079)	0.011 (0.120)	-0.023 (0.149)
	$g = 4$ (G4-G1)	0.091* (0.049)	0.237*** (0.040)	0.232*** (0.048)	0.334*** (0.066)	0.202** (0.089)	0.036 (0.135)	-0.061 (0.154)
	$g = 5$ (G5-G1)	0.220*** (0.056)	0.290*** (0.044)	0.378*** (0.047)	0.409*** (0.072)	0.287*** (0.089)	0.095 (0.133)	0.011 (0.158)
β_{3a}	Male	0.173*** (0.034)	0.303*** (0.033)	0.419*** (0.041)	0.560*** (0.062)	0.639*** (0.081)	0.643** (0.122)	0.605*** (0.140)
	-Female							
(B) Difference with the first age group ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)								
			$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
$\beta_{2ga} - \beta_{2g,a-1}$	$g = 2$ (G2-G1)		0.066 (0.047)	0.118** (0.056)	0.147* (0.077)	0.148* (0.088)	-0.112 (0.130)	-0.215 (0.154)
	$g = 3$ (G3-G1)		0.073 (0.050)	0.108* (0.056)	0.169** (0.069)	0.130 (0.090)	-0.064 (0.129)	-0.099 (0.156)
	$g = 4$ (G4-G1)		0.146*** (0.048)	0.141** (0.058)	0.243*** (0.077)	0.111 (0.099)	-0.055 (0.143)	-0.152 (0.162)
	$g = 5$ (G5-G1)		0.070 (0.058)	0.157** (0.067)	0.189** (0.085)	0.066 (0.102)	-0.125 (0.144)	-0.209 (0.168)

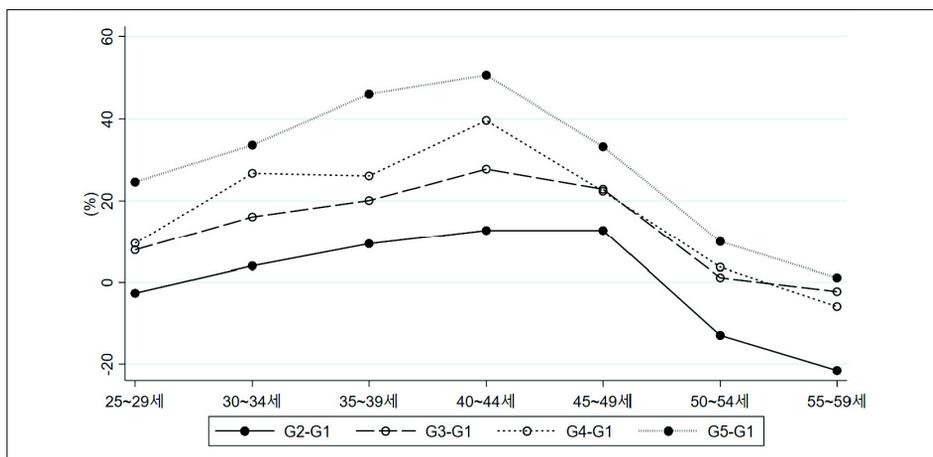
Note: Results of estimating equation (1). Standard errors are clustered at the individual level. The number of observations is 8,401. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***).

〈Table 3〉 Lifetime wage gap by university ranking (%)

		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga} (%)	$g = 2$ (G2-G1)	-2.66	3.98	9.42	12.75	12.75	-12.98	-21.57
	$g = 3$ (G3-G1)	7.90	16.07	20.08	27.76	22.88	1.11	-2.27
	$g = 4$ (G4-G1)	9.53	26.74	26.11	39.65	22.38	3.67	-5.92
	$g = 5$ (G5-G1)	24.61	33.64	45.94	50.53	33.24	9.97	1.11
β_{3a} (%)	Male -Female	18.89	13.88	27.89	47.26	59.36	59.84	54.03

Note: Computed from Panel (A) of 〈Table 2〉 by using the formula $(\exp(\beta_{2ga}) - 1) \times 100$ and $(\exp(\beta_{3a}) - 1) \times 100$. Statistical significances and standard errors are the same as in Panel (A) of 〈Table 2〉.

〈Figure 1〉 Lifetime wage gap by university ranking (%)



Note: Computed from Panel (A) of 〈Table 2〉 by using the formula $(\exp(\beta_{1ra}) - 1) \times 100$. Refer to the table for standard errors and statistical significance.

셋째, 각 대학 서열에서 45세 이후로는 임금 격차가 감소한다($\beta_{2g4} > \beta_{2g5} > \beta_{2g6} > \beta_{2g7}$).¹⁷⁾ 임금 격차는 50~54세 들어 사회초년생인 25~29세보다도 작아

17) 이처럼 임금 격차가 늘어나다가 45세를 전후해 감소하기 시작하는 모습은 모수적 추정 방법을 택했을 때도 확인된다. 모수적 방법에 따른 추정 결과는 〈부록 1〉에 제시되어 있다.

진다($0 > \beta_{2g6} - \beta_{2g1}$, <Table 2>의 (B)). 또 55~59세에서는 오히려 그룹1이 임금을 더 많이 받는 것으로 확인된다($0 > \beta_{227}$, $0 > \beta_{237}$, $0 > \beta_{247}$, <Table 2>의 (A)). 이처럼 임금 격차가 40~44세 구간에서 최대치를 보인 후 감소하는 현상에 대해서는 다음 소절에서 자세히 논의한다.

한편 남녀 임금 격차는 <Table 2>와 <Table 3>에서 보듯이 나이가 많아질수록 증가하는 모습을 보인다($0 < \beta_{31} < \beta_{32} < \dots$). 노동시장 진입단계인 25~29세에 이미 남성은 여성보다 18.9% 높은 임금을 받는데, 이 격차는 나이가 많아질수록 점점 더 커진다. 그 결과 50~54세에 이르러서 남성은 여성보다 54.0% 높은 임금을 받게 된다. 이와 더불어 <Figure A.1>는 코호트 효과(τ_b)가 꾸준히 상승해왔음을 보여준다. 최근 코호트일수록 임금수준이 전반적으로 더 높은 것이다. 이는 이들이 활용하는 자본·기술 수준이 이전 코호트보다 높고 이들의 숙련도도 더 높기 때문으로 추측된다. 마지막으로 전공계열 간 임금 격차를 살펴보면 사범계열 졸업자들만이 뚜렷이 높은 임금을 받는 반면 다른 계열 졸업자들은 인문계열 졸업자들과 임금 격차가 거의 없는 것으로 나타난다(<Table A.2>).

이처럼 대학 서열 간 임금 격차가 나이에 따라 증가하는 현상에 대해서는 앞서 설명한 것처럼 두 가지 해석이 가능하다. 첫째는 인적자본, 신호효과, 또는 동료효과 이론에 따라 대학 서열이 인적자본(A)의 차이를 반영한다는 해석이다. 둘째는 노동시장이 비효율적이어서 학벌 효과(B)가 임금에 영향을 미친다는 해석이다. 물론 이러한 인적자본의 효과와 학벌 효과가 혼재되어 있을 수도 있다. 예컨대 일부 연령대에서는 인적자본의 효과가 지배적이고 다른 연령대에서는 학벌 효과가 지배적일 수도 있다.

2. 대학서열과 일자리 특징에서의 격차

본 소절에서는 대학 서열에 따라 일자리 특징에 차이가 있는지를 고찰해본다. 이를 위해 여러 일자리 특징 중 근속연수, 대기업에 종사할 확률, 그리고 임금근로자로 일할 확률을 살펴본다. 근속연수는 취업 연월과 설문조사 연월을 활용하여 계산하였고 한 달부터 약 41년까지 그 변화폭이 컸다. 대기업은 300인 이상 기업으로 정의하였는데, 표본의 39%가 300인 이상 기업에 근무하였다. 한편 주된 소득원이 임금이라고 응답하였으면 임금근로자로 정의하였고 주된 소득원이 비임금이라고 응

답하였으면 비임금근로자로 정의하였다. 대학명을 보고한 비임금근로자는 2,576명으로 이 부분의 분석에서 활용한 표본의 23%에 해당한다. 이러한 분석을 통해 대학 서열에 따른 임금 격차가 대학 서열에 따른 일자리 특징과 어떤 연관성이 있는지 살펴보았다.

식 (1)의 종속변수로 임금 대신에 근속연수, 대기업 종사 여부, 그리고 임금근로 여부를 활용하여 추정하였다. 그 결과는 각각 <Table 4>, <Table 5>, <Table 6>에 제시되어 있다. 먼저 근속연수 격차를 확인하기 위해 <Table 4>의 (A)를 살펴보면, 그룹1에 비해 나머지 그룹들의 근속연수는 유의미하게 긴 것으로 확인된다. 또 (B)에서 이러한 격차가 적어도 40~49세까지는 유의미하게 증가하는 것을 확인할 수 있다. 그리고 50세부터는 감소한다. 그러나 이러한 격차는 그룹1과 나머지 그룹 간에 두드러지게 나타나며, 그룹2~5간에는 덜 두드러진다. 즉, 그룹2~3보다 그

<Table 4> Firm tenure by university ranking

(A) Gap by university ranking (β_{2ga})								
		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga}	$g = 2$ (G2-G1)	0.264 (0.328)	0.465 (0.377)	2.189*** (0.579)	3.328*** (0.892)	4.233*** (1.461)	0.510 (2.684)	-2.310 (3.747)
	$g = 3$ (G3-G1)	0.143 (0.372)	0.447 (0.350)	1.433*** (0.519)	1.279 (0.847)	0.923 (1.369)	0.710 (2.361)	-2.366 (3.634)
	$g = 4$ (G4-G1)	-0.778* (0.463)	1.134*** (0.387)	2.903*** (0.548)	3.519*** (0.967)	3.675** (1.674)	-1.200 (2.737)	-1.935 (3.668)
	$g = 5$ (G5-G1)	0.346 (0.527)	0.444 (0.398)	1.931*** (0.646)	3.734*** (1.074)	0.722 (1.630)	-1.637 (2.404)	-7.886** (3.262)
(B) Difference with the first age group ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)								
			$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
$\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$	$g = 2$ (G2-G1)		0.201 (0.394)	1.926*** (0.605)	3.065*** (0.916)	3.969*** (1.490)	0.246 (2.702)	-2.574 (3.760)
	$g = 3$ (G3-G1)		0.304 (0.409)	1.290** (0.595)	1.136 (0.911)	0.781 (1.409)	0.567 (2.387)	-2.509 (3.651)
	$g = 4$ (G4-G1)		1.912*** (0.451)	3.681*** (0.662)	4.297*** (1.047)	4.453*** (1.715)	-0.422 (2.767)	-1.157 (3.697)
	$g = 5$ (G5-G1)		0.097 (0.551)	1.585** (0.770)	3.388*** (1.163)	0.376 (1.710)	-1.983 (2.460)	-8.232** (3.303)

Note: Results of estimating equation (1) when firm tenure is used as the dependent variable. Standard errors are clustered at the individual level. The number of observations is 7,539. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***).

〈Table 5〉 Probability of working at large firms by university ranking

(A) Gap by university ranking (β_{2ga})								
		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga}	$g = 2$ (G2-G1)	0.025 (0.066)	0.083 (0.061)	0.086 (0.063)	0.170** (0.070)	0.064 (0.087)	-0.014 (0.101)	-0.198** (0.101)
	$g = 3$ (G3-G1)	0.156** (0.068)	0.220*** (0.056)	0.186*** (0.056)	0.168** (0.068)	0.070 (0.083)	0.011 (0.099)	-0.120 (0.114)
	$g = 4$ (G4-G1)	0.139** (0.064)	0.307*** (0.065)	0.221*** (0.064)	0.199** (0.078)	0.140 (0.106)	0.077 (0.121)	-0.101 (0.112)
	$g = 5$ (G5-G1)	0.365*** (0.094)	0.314*** (0.064)	0.343*** (0.062)	0.302*** (0.080)	0.141 (0.086)	0.336*** (0.111)	-0.015 (0.148)
(B) Difference with the first age group ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)								
			$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
$\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$	$g = 2$ (G2-G1)		0.058 (0.066)	0.061 (0.078)	0.145 (0.089)	0.039 (0.107)	-0.039 (0.120)	-0.223* (0.120)
	$g = 3$ (G3-G1)		0.064 (0.071)	0.030 (0.079)	0.012 (0.088)	-0.086 (0.105)	-0.144 (0.119)	-0.275** (0.132)
	$g = 4$ (G4-G1)		0.168** (0.067)	0.082 (0.071)	0.060 (0.087)	0.000 (0.121)	-0.063 (0.138)	-0.240* (0.130)
	$g = 5$ (G5-G1)		-0.052 (0.105)	-0.023 (0.108)	-0.063 (0.120)	-0.224* (0.126)	-0.030 (0.145)	-0.380** (0.175)

Note: Results of estimating equation (1) when the dummy for working at firms with 300 or more workers is used as the dependent variable. Standard errors are clustered at the individual level. The number of observations is 6,444. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***)

룹4~5의 근속연수가 긴 경향이 있으나 뚜렷하지는 않다. 다음으로 대기업 종사확률을 살펴보면, 〈Table 5〉의 (A)를 통해 40~44세까지는 그룹 간 대기업 종사확률에 격차가 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 즉, 상위 그룹일수록 대기업 종사확률이 높다. 그러나 (B)에서는 이 격차가 연령에 따라 유의미하게 증가하지는 않는 것으로 나타난다.¹⁸⁾ 즉, 상위 그룹은 계속 대기업에, 하위그룹은 계속 중소기업에 근무하는 경향이 있다. 마지막으로 임금근로자일 확률을 살펴보면, 〈Table 6〉에서는

18) 평균적으로는 유의미하지 않지만, 낮은 서열 그룹의 대학 졸업자들의 대기업 종사확률은 나이가 많아질수록 증가하는 것을 〈Table 5〉의 (B)를 통해 확인할 수 있다. 예컨대, 그룹2의 경우 40~44세까지 대기업으로의 유입이 지속되고 있음을 확인할 수 있다. 중소기업에서 숙련을 쌓아 대기업 경력적으로 이직하는 경우를 생각해 볼 수 있을 것이다.

대학 서열이 높을수록 처음에는 임금근로자일 확률이 높지만, 나중에는 낮아진다는 것을 확인할 수 있다. 25~29세보다 30~34세일 때 임금근로자일 확률이 높지만, 그 다음에는 낮아져서 40~49세 구간에서는 최하위 대학 서열보다도 임금근로자일 확률이 낮아진다. 그룹4 및 그룹5의 경우에는 50~54세 구간에서 이 확률이 통계적으로 유의하게 낮다.

(Table 6) Probability of being a wage earner by university ranking

(A) Gap by university ranking (β_{2ga})								
		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga}	$g = 2$ (G2-G1)	0.013 (0.043)	0.041 (0.039)	0.015 (0.046)	0.016 (0.055)	-0.092 (0.068)	-0.089 (0.104)	0.145 (0.144)
	$g = 3$ (G3-G1)	0.066* (0.038)	0.092*** (0.036)	0.043 (0.040)	0.026 (0.051)	-0.064 (0.064)	-0.100 (0.087)	0.002 (0.133)
	$g = 4$ (G4-G1)	0.057 (0.037)	0.077** (0.039)	0.072* (0.042)	-0.024 (0.058)	-0.134* (0.074)	-0.226** (0.098)	-0.142 (0.132)
	$g = 5$ (G5-G1)	0.071* (0.041)	0.104*** (0.038)	0.031 (0.048)	-0.005 (0.061)	-0.101 (0.069)	-0.292*** (0.092)	-0.222 (0.135)
(B) Difference with the first age group ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)								
			$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
$\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$	$g = 2$ (G2-G1)		0.028 (0.046)	0.002 (0.058)	0.004 (0.066)	-0.105 (0.078)	-0.102 (0.111)	0.132 (0.150)
	$g = 3$ (G3-G1)		0.026 (0.038)	-0.023 (0.050)	-0.040 (0.062)	-0.130* (0.072)	-0.167* (0.094)	-0.064 (0.138)
	$g = 4$ (G4-G1)		0.021 (0.044)	0.015 (0.050)	-0.081 (0.066)	-0.190** (0.080)	-0.283*** (0.105)	-0.199 (0.137)
	$g = 5$ (G5-G1)		0.032 (0.046)	-0.040 (0.059)	-0.076 (0.071)	-0.172** (0.078)	-0.364*** (0.101)	-0.293** (0.141)

Note: Results of estimating equation (1) when the dummy for being a wage earner is used as the dependent variable. Standard errors are clustered at the individual level. The number of observations is 11,181. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***)

이러한 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 먼저 전반적으로 입직 당시에는 대학 서열이 높을수록 대기업에 입직할 확률이 높다. 또 누구든 취직한지 얼마 안 되기 때문에 대학 서열 간의 근속연수에 별 차이가 없다. 이후 나이가 들면서 대체로 대기업 종사확률이 변하지 않는다. 즉, 대기업에서 일하는 사람은 계속 대기업에

서, 중소기업에서 일하는 사람은 계속 중소기업에서 일한다. 그러면서 각각 근속연수를 쌓아가며 더 많은 임금을 받게 되는데, 그룹1을 제외한 나머지 그룹 간의 근속연수는 차이가 크지 않은데도 대학서열 간에 임금격차가 존재한다. 이는 같은 근속기간에 대한 임금 상승률이 중소기업에 비해 대기업이 높을 수 있다는 것을 의미한다. 또 크지는 않지만 근속연수의 차이가 존재하기는 하는데, 대기업 일자리가 더 안정적이므로 대기업 종사자들은 근속연수를 쌓아가며 임금을 높일 수 있으나 중소기업 종사자들은 그러지 못하는 것도 임금 격차와 연관이 있을 것으로 보인다. 호봉제하에서는 근속연수가 길수록 임금이 빠르게 증가하는데, 중소기업에서는 근속연수가 다소 짧아 호봉제의 혜택이 크지 않을 수 있다는 것이다.

이런 상황은 45~49세 구간부터 바뀐다. 그룹별로 살펴보면, 먼저 그룹5는 이 시기에 대기업에 종사할 확률과 임금근로자일 확률이 급락한다. 이들은 이미 30~34세 구간부터 대기업 종사확률이 하락하고 있었으며 35~39세 구간부터 임금근로 확률이 하락하고 있었다. 즉, 20대에는 대기업에 들어가지만 30대부터 이미 중소기업으로 옮기거나 비임금근로로 전환하는 모습을 보인다. 그러다가 45~49세 구간에서 대기업 종사확률과 임금근로 확률이 급락한다. 더불어 이들의 근속연수도 최하위 대학 서열 졸업자들과 별 차이가 없어진다. 이것은 45~49세 구간에서 퇴직이 본격화되기 때문으로 보인다. 퇴직 후 많은 사람이 중소기업 근로자나 비임금근로자로 전환하면서 새롭게 근속을 시작하다 보니 근속연수가 짧아지는 것이다. 이러한 현상은 그룹5의 임금 하락 현상과 관련이 있을 것으로 보인다.

이러한 변화는 그룹4에도 찾아온다. 이들의 대기업 종사확률은 25~29세에 비해 30~34세일 때 더 높다. 이들은 입직 당시 그룹5에 비해 대기업 입직 확률이 낮지만, 대기업에 입직하기 위해 꾸준히 노력하여 30대 전반에는 대기업 입직에 성공하는 경우가 많은 것으로 보인다.¹⁹⁾ 그러나 35~39세부터 대기업 종사확률은 하락하며, 45~49세에는 최하위 그룹과 별 차이가 없어진다. 임금근로 확률도 30~34세에서 가장 높은 수준을 보이다가 하락하기 시작해 45~49세에는 최하위 그룹보다 유의하게 낮아진다. 이때까지 근속연수는 어느 정도 유지되지만 50~54세에 급감한

19) 이처럼 대기업 종사확률이 높아지면서 임금도 상승하는 것으로 보인다. 25~29세에서 그룹4와 그룹1 간의 임금 격차는 그룹5와 그룹1 간의 임금 격차의 약 40%에 해당하지만 (9.5/24.6*100=38.7), 5년 뒤인 30~34세에는 그룹4의 임금이 가파르게 증가해 이 비율은 약 80%가 된다(26.7/33.6*100=79.4%). <Figure 1>에서도 그룹5와 그룹4 간의 폭이 줄어드는 것을 확인할 수 있다.

다. 이러한 변화는 그룹4의 임금 감소 현상과 관련이 있을 것으로 보인다.

그룹3의 전반적인 변화양상은 그룹5나 그룹4보다 덜 뚜렷하다. 이들의 일자리 특성은 상위 그룹(그룹4 및 5)과 하위 그룹(그룹1 및 2)의 중간 정도에 위치하는 것으로 보인다. 그룹3은 초기에 대기업에 종사할 확률과 임금근로자일 확률이 상위 그룹보다 다소 낮으며, 따라서 45~49세에 들어서서 중소기업 근로자나 비임금근로자로 전환하는 모습도 덜 뚜렷하다. 근속연수 역시 이미 짧은 편이어서 많이 줄어들지 않는다. 그룹3도 이러한 변화가 임금 감소와 연관이 있을 것으로 보인다.

그룹2는 대기업에 종사할 확률과 임금근로자일 확률이 최하위의 그룹1보다 다소 높으나 크게 다르지 않다. 그러나 근속연수는 그룹1보다 뚜렷이 길다. 따라서 이들은 중소기업에 근무하더라도 그룹1보다는 일자리가 더 안정적인 곳에서 근무하는 것으로 보인다. 이들도 45~49세 구간에서는 대기업 종사확률과 임금근로 확률이 그 전에 비해 다소 하락하고 50~54세 구간에서는 근속연수도 짧아진다. 이러한 변화들과 그룹1과의 임금 격차가 감소하는 현상은 밀접한 관련이 있을 것으로 보인다.

이상의 결과를 요약하면, 생애임금의 변화는 일자리 특징과 깊은 관련이 있는 것으로 보인다.²⁰⁾ 즉, 상위 그룹일수록 처음에 대기업에 진입하기 쉬운데, 대기업은 안정적인 일자리를 제공하기 때문에 오래 근무하며 근속연수를 쌓을 수 있다. 근속연수가 길면 임금이 빨리 올라가고, 이에 따라 임금 격차가 커진다. 또 같은 근속연수여도 대기업의 경우 중소기업보다 임금 상승이 더 빨라 임금 격차가 더 커진다. 그러나 45~49세에 들어서면 대기업에서 퇴직이 본격화된다. 퇴직한 근로자가 중소기업으로 가거나 비임금근로자로 전환하면서 상위 대학 서열 그룹의 임금이 하락한다.

이러한 추정 결과는 논의의 편의를 위해 이론에 따라 두 가지 경우로 나누어 해석할 수 있다.²¹⁾ 첫째, 임금 격차가 인적자본(A)을 반영한다고 가정한다면, 대

20) 근속연수와 대기업 종사 여부를 종속변수가 아닌, 식 (1)에 통제변수로 넣었을 때 임금격차에 대한 추정치의 크기가 줄어들고 유의성이 줄어들었다. 이는 대학서열 간의 근속연수, 대기업 종사와 같은 일자리 질의 차이가 임금 격차와 관계가 있다는 것을 의미한다. 지면 관계상 결과의 보고는 생략한다. 한편 이외에도 정규직 종사 여부를 종속변수로 활용하여 분석하였다. 정규직 종사확률은 입직 시 대학 서열 간 차이를 보였으나 연령에 따라 증가하지는 않았다. 따라서 대기업 종사확률과 같이 평균적으로 정규직 여부도 입직 시에 대부분 결정된다고 볼 수 있다.

21) 아래에서 설명하는 두 가지 요인은 서로 배타적인 것이 아닐 수 있다. 즉, 실제 노동시장에서 목격되는 모습은 두 가지 요인이 혼재된 결과일 수 있다.

업 근로자가 근속연수를 쌓으면서 임금을 높여가는 현상은 이들이 졸업 직후의 높은 인적자본을 바탕으로 더 빨리 인적자본을 축적하면서 생산성을 높이고 이에 따라 더 높은 임금을 받기 때문으로 해석할 수 있다. 또 퇴직 이후 중소기업으로 옮기면서 임금이 낮아지는 것에 대해서는 세 가지 가능성을 제시할 수 있다. 첫 번째 가능성은 이러한 인적자본이 일반적인 용도의 인적자본이 아니라 근속했던 기업에 특화된 인적자본(firm-specific human capital)이었을 가능성이다. 퇴직과 더불어 이러한 기업 특장적 인적자본이 사라지면서 생산성이 낮아지므로 낮은 임금을 받게 되는 것이다.²²⁾ 두 번째 가능성은 퇴직 이후에도 인적자본이 여전히 높은 수준을 유지하지만, 노동시장에 퇴직자가 고용될 수 있는 적절한 일자리가 없을 가능성이 있다. 마지막 가능성은 비임금근로자로 전환하는 근로자가 상위 그룹 졸업자 중에서도 인적자본이 높은 근로자이며, 남아 있는 근로자는 인적자본이 낮은 근로자일 가능성이 있다.

둘째, 임금 격차가 노동시장의 비효율성 때문에 발생한다고 가정한다면, 40대 초까지 대기업 근로자의 임금이 높아지는 것은 네트워크 효과, 근로자의 해고가 어려운 노동법, 연공서열식의 경직적 호봉체계 등의 이유로 설명할 수 있다. 이러한 비효율성으로 인해 임금은 높아지나 생산성은 그만큼 높아지지 않아 임금과 생산성 간에 차이가 발생하며, 기업은 근로자를 퇴직시킴으로써 이러한 문제를 해소한다는 것이다. 그리고 퇴직한 근로자가 중소기업으로 이직하거나 비임금근로자로 전환하면서 생산성에 맞게 임금이나 소득이 낮아진다는 것이다.²³⁾

3. 가정배경에 따른 대학서열과 생애임금격차

앞서 확인한 생애임금격차는 인적자본(A)과 학벌효과나 네트워크 효과 등(B)의

22) 이 설명의 한계는 비교적 이른 나이인 40대 전반에 퇴직이 본격화되는 이유가 명확하지 않다는 것이다. 기업 특정적 인적자본이 어떤 이유에서든 이때 극대화되고 이후에는 감소한다면, 임금의 하방경직성 때문에 퇴직이 발생할 수도 있다. 또 기업 특정적 인적자본은 직급과 관련이 있는데, 상위직급이 한정되어 있기 때문일 수도 있다.

23) 만일 대학 서열과 개인의 능력이 정확하게 일치하지 않는다는 것을 기업들이 인지한다면 채용 및 임금 책정 과정에서 이런 문제를 해결할 수 있을 것이다. 먼저 채용단계에서 능력 검증을 위해 노력을 더 기울일 수 있으며, 이와 더불어 초기에 높은 임금을 제공하지 않고 실적을 관찰한 후에 임금을 높여나갈 수 있을 것이다.

종합적인 영향에서 기인하였다. 이 가운데 A는 다시 유전적인 영향(A1), 대학 입학 전까지 받았던 교육(A2), 대학교육(A3)으로 구분할 수 있다. 본 소절에서는 대학 입학 전에 형성된 개인의 능력(A1+A2)으로 인한 영향과 대학교육과 그 이후에 형성된 능력(A3+B)으로 인한 영향의 상호작용을 파악하고자 한다. 24)

분석을 위해 아버지의 학력을 활용하여 (A1+A2)를 측정한다. 25) 일반적으로 아버지의 학력은 가구소득과 높은 상관관계를 가진다. 가구소득이 높을수록 자녀의 양육상태가 양호하거나 부모와 함께하는 시간이 길 수 있다. 이러한 경로를 통해 아버지의 학력은 자녀의 인지적인 능력과 비인지적인 능력 모두에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 물론 가정 배경의 영향을 정확하게 측정하기 위해 아버지의 학력 이외에 아동 및 청소년기의 가구소득, 소장하는 책의 개수 등 다양한 변수를 활용하는 것이 바람직하나 자료의 제약으로 활용하지 못하였다. 26)

-
- 24) (A1+A2)와 (A3+B)를 정확하게 분리하여 추정하는 방법을 생각해 볼 수 있다. 예를 들어, 개인의 대학서열이 변하는 경우가 있다면 패널고정효과모형을 사용할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 표본 중에 이런 경우가 없었다. 만일 있다고 하더라도 분석의 결과를 해석할 때는 주의가 기울일 필요가 있다. 대학서열이 변하는 경우로 4년제 대학 졸업 이후 근로활동을 하다가 학사 편입제도를 통해 2년의 교육을 추가로 받은 경우를 생각할 수 있다. 그러나 가령 그룹1 대학에서 그룹5 대학으로 편입한 사람과 학사 편입 없이 처음부터 그룹5 대학에 있었던 사람 간의 임금 격차가 그룹1 대학과 그룹5 대학 간의 차이로 볼 수는 없다. 또 다른 방법으로는 수능 점수를 통제하는 방법도 생각해 볼 수 있다. 대학 입학 전에 형성된 개인의 능력을 측정하기 위해 해외 문헌에서는 IQ, 고등학교 성적 또는 대학 입학성적 등을 활용한다. 본 연구에서도 수능 점수를 통제해 보았지만, 표본의 개수가 1,107개에 불과해 결과에 대한 신뢰성이 다소 떨어진다. <부록 2>에서 자세한 내용을 확인할 수 있다. (A1+A2)와 (A3+B)를 정확하게 분리하지 못한 것이 본 연구의 한계이다. 향후 대학 서열의 변화를 매년 확인할 수 있는 자료나 개인 수준에서 수능 점수를 보고한 더 많은 자료가 존재한다면 분리해 볼 수 있을 것이다.
- 25) 초기 아동기 개입(early childhood intervention)과 관련된 연구에 따르면 성인보다 청소년기에, 청소년기보다 아동기에 영양소 제공(Hoynes et al., 2016), 범죄율 낮은 도시로의 이주(Chetty et al., 2016) 등이 더욱 긍정적인 영향을 미친다. 부모 역시 아동기에 영향을 미치는 가장 중요한 요소이다. 따라서 태어날 때부터 존재한 부모의 학력과 같은 특징은 자녀에게 큰 영향을 미칠 것으로 생각된다.
- 26) 기존 문헌에서는 대표적인 가정 배경 변수로 청소년기의 가구소득을 이용하고 있지만 본고에서는 자료의 제약으로 이를 이용할 수 없었다. 또 어머니의 학력이 자녀 교육에 중요한 영향을 미친다고 보고한 연구가 많다는 점을 고려하여 어머니 학력을 활용할 수도 있다. 본 연구에서도 어머니의 학력으로 같은 분석을 해보았는데, 나이가 많은 사람들의 어머니가 고학력 그룹에 포함된 경우가 존재하지 않아 분석이 어려웠다. 반면 아버지 학력을 응답한 표본 수는 충분하여 본고에서는 아버지 학력을 활용하였다. 한편, 대학 입학 전에 형성된 개인의 능력을 측정하기 위해 중고등학교 때의 성적을 주관적으로 평가한 변수를 활용할 수 있다. 해당 변수

아버지의 학력은 고졸 이하와 전문대졸 이상의 두 가지로 분류하였다.²⁷⁾ 본고에 서는 편의상 고졸 이하를 저학력 집단, 전문대졸 이상을 고학력 집단으로 표기한 다. 대졸자 표본임에도 아버지의 학력이 고학력인 경우는 평균적으로 20.6%에 불 과하였다. 그러나 자녀가 더 높은 서열의 대학에 진학한 경우 아버지가 고학력일 가능성이 높았다. 그룹1의 대졸자 중에서 아버지가 고학력인 경우는 15.0%, 그룹 2에서는 14.7%, 그룹3에서는 21.4%, 그룹4에서는 22.2%, 그룹5에서는 32.1% 를 차지하였다.

추정 방법은 다음과 같다. 먼저 각 그룹을 아버지의 학력에 따라 두 집단으로 구 분하여 모두 10개의 표본집단을 생성한다. 즉, ‘대학 서열에 따른 5개 그룹×아버지 의 학력에 따른 2개 그룹’으로 구성된 10개 표본집단을 생성한다. 그리고 이를 나타 내는 더미변수를 생성하고, 식 (1)의 G_{ig} 대신에 이 더미변수를 사용한다. 계수는 β_{2ga} 대신에 아버지 학력이 고학력인 경우는 β_{2ga}^H 로 저학력인 경우는 β_{2ga}^L 로 표기 한다. β_{1a} 역시 β_{1a}^H 및 β_{1a}^L 로 대체한다.

먼저 대학 입학 이전에 형성된 개인 능력이 임금 격차와 연관이 있는 경우, 즉 $A1+A2 \neq 0$ 인 경우를 생각해보자. 만일 아버지의 학력이 대학 입학 전에 형성된 개 인 능력을 잘 나타낸다고 가정한다면, 이 경우 같은 서열의 대학을 졸업했다라도 아버지가 고학력인 집단의 임금은 아버지가 저학력인 집단에 비해 더 클 것이다 ($\beta_{1a}^L < \beta_{1a}^H$, $\beta_{2ga}^L < \beta_{2ga}^H$). 그 다음 단계로 대학 교육과 그 이후에 형성된 능력이 임금 격차와 연관이 있는 경우, 즉 $A3+B \neq 0$ 인 경우를 생각해보자. 이 경우에는 대 학 입학 전에 형성된 개인의 능력이 같다면 대학 서열 간 임금 격차가 존재할 것이 다. 즉, 아버지의 학력이 같더라도 상위 그룹일수록 임금이 높을 것이다 ($0 < \beta_{22a}^H < \beta_{23a}^H < \dots$, $0 < \beta_{22a}^L < \beta_{23a}^L < \dots$). 또 같은 그룹에서도 연령이 높을 수록 임금이 높을 것이다 ($\beta_{2g2}^H - \beta_{2g1}^H < \beta_{2g3}^H - \beta_{2g1}^H < \dots$, $\beta_{2g2}^L - \beta_{2g1}^L < \beta_{2g3}^L - \beta_{2g1}^L < \dots$).

는 범주형 변수로 5가지로 분류되어 있다. 그러나 이는 개인에 따라 평가기준이 달라 평가가 일관되지 못하고 ‘보통’의 선택지에 몰려있어 성적을 정확하게 측정할 수 없을 것으로 보여 활 용하지 않았다.

27) KLIPS에서는 아버지의 학력을 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 전문대학, 대학교, 대학 원 이상의 집단의 총 7가지로 분류한다.

두 경우 모두 임금 격차와 연관이 있다면, (A1+A2)와 (A3+B)가 상호작용을 하여 임금 격차를 발생시킨 것이라 할 수 있다. 대학 교육은 대학 입학 전 형성된 능력을 더욱 증폭시킬 수 있기 때문이다. 예를 들어, 대학 입학 전에 형성된 능력이 높은 사람이 상위 그룹의 대학에 입학한 경우 입학 전 능력이 낮은 사람보다 더 빨리 인적자원을 높이거나 더 견고한 네트워크를 쌓을 가능성이 있다. 반면 하위 그룹에 입학한 경우, 대학 교육의 질(質)이 낮아 능력이 높은 사람과 낮은 사람 사이에 인적자원 향상 속도나 네트워크 구축 속도에 있어 별 차이가 없을 가능성이 있다. 대학 입학 전에 형성된 높은 능력이 대학교육과 결합하여 생애 전반에 걸쳐 높은 임금을 낳는다는 것이다. 부모의 학력이 높은 경우 자녀는 아동기부터 여러 측면에서 지속적으로 긍정적인 영향을 받아 더 우수한 능력을 갖추게 되고, 이러한 능력 덕분에 대학 교육의 이점을 더 많이 누린다는 것이다. 이 경우에는 상위 그룹 일수록 $(\beta_{2ga}^H - \beta_{2g1}^H) - (\beta_{2ga}^L - \beta_{2g1}^L)$ 의 값이 클 것이다.

β_{2ga}^H 와 β_{2ga}^L 의 추정 결과는 <Table 7>에 제시되어 있다. <Figure 2>는 <Table 7>의 결과를 퍼센트(%) 임금 격차로 변환하여 시각적으로 보여준다. <Table 8>은 연령에 따른 임금 격차의 차이($\beta_{2ga}^H - \beta_{2g1}^H, \beta_{2ga}^L - \beta_{2g1}^L$)가 존재하는지를 확인한다. 그리고 <Table A.3>는 이 차이가 아버지의 학력에 따라 통계적으로 유의미하게 다른지($\beta_{2ga}^H - \beta_{2g1}^H \neq \beta_{2ga}^L - \beta_{2g1}^L$) 확인하는 결과를 제시한다. 전반적으로 추정 결과는 대학 교육 이전에 형성된 능력이 임금 격차에 영향을 미치며(A1+A2≠0), 대학 교육 역시 임금 격차에 영향을 미친다(A3+B≠0)는 가설에 부합한다. 또 (A1+A2)와 (A3+B)가 상호작용을 일으킨다는 가설과도 부합한다. <Figure 2>와 <Table A.3>에 의하면 아버지가 고학력일 때의 임금 격차는 저학력일 때의 임금 격차보다 연령에 따라 더 빨리 증가하는 경향이 있다.²⁸⁾ 즉, 대학 교육 이전에 형성된 개인의 능력은 생애임금 격차와 밀접한 관련이 있다는 것이다.²⁹⁾

28) <Table A.3>의 결과에 따르면 통상적인 수준에서 ‘통계적으로’ 유의한 차이는 많이 발견되지 않는다. 그러나 <Table 8>의 (A)와 (B)의 계수 추정치를 비교해보면 1.5~2배 차이가 발생하는 경우가 많다는 것을 알 수 있다. 동시에 표준오차는 0.05~0.2로 상당히 큰 것을 알 수 있다. 이는 추정의 정밀함이 부족하다는 뜻인데, 표본 수가 확보되거나 아버지의 학력뿐 아니라 다른 변수들을 활용하여 가정 배경의 영향이나 대학 입학 전의 개인의 능력을 정확히 측정하면 해결될 가능성이 높다고 생각된다.

29) 익명의 심사자가 지적한 바에 따라 최근에는 전반적인 학력 수준이 높아졌기 때문에 아버지의 코호트에 따라 학력 수준의 의미가 다를 수 있다. 예컨대 과거 고학력은 현재의 고학력보다

〈Table 7〉 Lifetime wage gap by university ranking and by father's educational attainment (log difference)

(A) Father has completed tertiary education (β_{2ga}^H)								
		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga}^H	$g = 2$ (G2-G1)	-0.027 (0.108)	-0.090 (0.104)	0.031 (0.126)	0.052 (0.240)	0.190 (0.212)	0.017 (0.419)	-0.252 (0.366)
	$g = 3$ (G3-G1)	0.156 (0.107)	0.161 (0.100)	0.330*** (0.108)	0.601*** (0.148)	0.459*** (0.175)	0.417 (0.411)	0.566** (0.250)
	$g = 4$ (G4-G1)	0.011 (0.116)	0.245** (0.096)	0.216* (0.120)	0.616*** (0.207)	0.280 (0.207)	0.629 (0.429)	0.470** (0.195)
	$g = 5$ (G5-G1)	0.254** (0.118)	0.281*** (0.102)	0.427*** (0.107)	0.629*** (0.169)	0.656*** (0.207)	0.612 (0.446)	0.788*** (0.183)
(B) Father has not completed tertiary education (β_{2ga}^L)								
		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga}^L	$g = 2$ (G2-G1)	-0.028 (0.052)	0.069* (0.040)	0.107** (0.048)	0.143** (0.067)	0.098 (0.082)	-0.111 (0.132)	-0.219 (0.151)
	$g = 3$ (G3-G1)	0.050 (0.051)	0.149*** (0.041)	0.149*** (0.045)	0.172*** (0.059)	0.157* (0.088)	0.033 (0.134)	-0.073 (0.158)
	$g = 4$ (G4-G1)	0.113** (0.054)	0.239*** (0.046)	0.255*** (0.056)	0.311*** (0.066)	0.206** (0.098)	-0.014 (0.150)	-0.085 (0.172)
	$g = 5$ (G5-G1)	0.187*** (0.066)	0.277*** (0.050)	0.366*** (0.056)	0.379*** (0.081)	0.201** (0.097)	0.049 (0.153)	-0.133 (0.189)

Note: Results of estimating equation (1) when G_{ig} 's are replaced by 10 dummies for the combination of university ranking and father's educational attainment. In each of Panel (A) and (B), group 1 offers the baseline. Standard errors are clustered at the individual level. The number of observations is 8,211. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***)

자녀 교육에 더욱 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 대졸자도 그동안 대학 교육이 빠르게 확대되어 왔기 때문에 코호트에 따라 그룹별 능력이 다를 수 있다. 즉, 과거 하위 그룹 대졸자는 현재 하위 그룹 대졸자보다 능력이 높을 가능성이 있다. 다시 말해 현재에는 과거보다 고학력과 저학력 간의 차이가 크고, 상위 그룹과 하위 그룹 간의 차이도 클 수 있다. 그렇다면 이러한 차이와 생애 임금 격차와의 연관성은 더욱 클 것이다. 본고에서 추정된 결과는 과거와 현재의 평균 수준에 해당하는 것이다. 과거 표본만으로 추정된 결과에 비해서는 과대 추정된 것이지만 최근 표본만으로 추정된 결과에 비해서는 과소 추정된 것일 것이다. 〈부록 3〉에서는 대졸자의 코호트를 1970년 이전과 그 이후로 구분하여 분석을 시도하였다. 출생 연도가 1970년 이전인 표본은 전체 표본의 약 절반인데, 이들만으로 분석했을 때 그 결과는 전체 표본의 분석 결과와 유사하게 나타났다. 1970년 이후 표본은 최대 나이가 47세이기 때문에 정확한 추정이 어려웠다.

〈Table 8〉 Difference with the first age group

(A) Father has completed tertiary education ($\beta_{2ga}^H - \beta_{2g1}^H$)								
		<i>a</i> = 2 (30-34)	<i>a</i> = 3 (35-39)	<i>a</i> = 4 (40-44)	<i>a</i> = 5 (45-49)	<i>a</i> = 6 (50-54)	<i>a</i> = 7 (55-59)	<i>a</i> = 7 (55-59세)
$\beta_{2ga}^H - \beta_{2g1}^H$	<i>g</i> = 2 (G2-G1)	-0.027 (0.108)	-0.064 (0.102)	0.058 (0.120)	0.078 (0.264)	0.217 (0.246)	0.044 (0.433)	-0.225 (0.381)
	<i>g</i> = 3 (G3-G1)	0.156 (0.107)	0.006 (0.105)	0.174 (0.111)	0.445** (0.186)	0.303 (0.214)	0.261 (0.425)	0.410 (0.271)
	<i>g</i> = 4 (G4-G1)	0.011 (0.116)	0.234** (0.103)	0.206* (0.114)	0.605*** (0.229)	0.269 (0.239)	0.618 (0.444)	0.459** (0.223)
	<i>g</i> = 5 (G5-G1)	0.254** (0.118)	0.027 (0.108)	0.172 (0.119)	0.375* (0.194)	0.402* (0.231)	0.358 (0.462)	0.533** (0.215)
(B) Father has not completed tertiary education ($\beta_{2ga}^L - \beta_{2g1}^L$)								
		<i>a</i> = 2 (30-34)	<i>a</i> = 3 (35-39)	<i>a</i> = 4 (40-44)	<i>a</i> = 5 (45-49)	<i>a</i> = 6 (50-54)	<i>a</i> = 7 (55-59)	<i>a</i> = 7 (55-59세)
$\beta_{2ga}^L - \beta_{2g1}^L$	<i>g</i> = 2 (G2-G1)	-0.028 (0.052)	0.097* (0.053)	0.134** (0.064)	0.171** (0.079)	0.125 (0.095)	-0.084 (0.141)	-0.192 (0.160)
	<i>g</i> = 3 (G3-G1)	0.050 (0.051)	0.099* (0.057)	0.099 (0.064)	0.121 (0.074)	0.107 (0.100)	-0.017 (0.143)	-0.123 (0.166)
	<i>g</i> = 4 (G4-G1)	0.113** (0.054)	0.126** (0.056)	0.141** (0.069)	0.197** (0.080)	0.093 (0.109)	-0.127 (0.160)	-0.199 (0.181)
	<i>g</i> = 5 (G5-G1)	0.187*** (0.066)	0.090 (0.070)	0.179** (0.083)	0.192* (0.102)	0.013 (0.115)	-0.139 (0.167)	-0.320 (0.201)

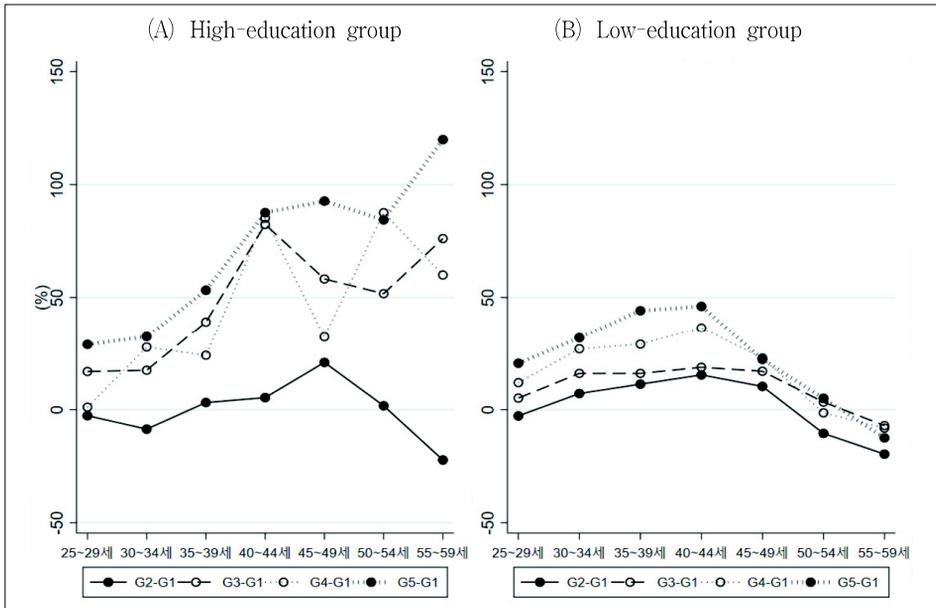
Note: Derived from the results in 〈Table 7〉. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***).

특이한 점은 〈Figure 2〉에서 아버지가 고학력인 경우 그룹3, 4, 5에서 55~59세의 임금 격차가 그 이전 연령대에 비해 증가한다는 점이다. 〈Figure 1〉에서는 해당 시기에 전체 표본의 임금 격차가 감소하였던 것과 결합해 생각해보면, 이는 고학력에서 임금 격차가 증가했지만 저학력에서 더 많이 감소했기 때문에 나타난 현상이라고 할 수 있다. 다시 말해, 이 시기에 비임금근로자로 전환하지 않고 임금근로자로 남아 있는 경우 임금 격차가 줄어드는 현상은 아버지의 학력이 저학력인 근로자들에게서 주로 발생한다는 것이다. 반면, 아버지의 학력이 고학력인 경우에는 높은 직급까지 승진하거나 처음 입사한 대기업에서 오래 근속하기 때문에 임금 격차가 오히려 확대되는 모습을 보이는 것으로 추측된다.

본 소절의 내용을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 아버지의 학력이 높으면 임금 격차가 더 빨리 증가하는 경향이 있다. 이는 대학 입학 전에 형성된 인적자본

(A1+A2)의 영향이 존재하는 것을 의미한다. 둘째, 아버지의 학력이 같더라도 대학 서열 간 임금 격차는 존재한다. 이는 대학 교육(A3+B)이 임금격차에 영향을 미친다는 것을 의미한다. 셋째, 대학 졸업자들 간의 임금 격차는 대학 교육 이전의 능력 (A1+A2)과 대학교육 (A3+B)의 상호작용을 통해 발생하는 것으로 파악된다.

〈Figure 2〉 Lifetime wage gap by father's educational achievement (%)



Note: Computed from 〈Table 7〉 by using the formula $(\exp(\beta_{1ra}) - 1) \times 100$. Refer to the table for standard errors and statistical significance.

4. 강건성 검증

이하에서는 여섯 가지 강건성 검증을 시행한다. 첫 두 가지 검증은 현재 사용하고 있는 대학 서열의 적합성에 관련된 것이다. 앞에서 활용한 대학 서열은 1998, 1999, 2000년 대학 학과별 수능 점수를 활용해 측정한 것으로 최근 코호트에는 적용하기 어려울 수 있다. 따라서 본고에서는 다른 두 가지 방법으로 대학 서열을 측정하여 결과의 강건성을 검증하였다. 첫 번째는 최상위 서열 대학과 나머지 대학의 두 가지 그룹으로 나누어 분석하는 것이다. 김성훈(2014)은 상위 대학들은 단기간에 형성되는 것이 아니기 때문에, 이 대학들의 서열은 시간에 따라 유사하다고 보

고한다. 이에 따라 9분위와 10분위 대학교를 상위권 대학으로 분류하고 나머지 분위의 대학들을 비상위권대학으로 분류하였다. 이때 1분위의 대학교에는 새로 생긴 대학들이 많을 수 있어 이들을 제외하고 2분위에서 8분위까지의 대학을 비상위권 대학으로 분류하였다. 두 번째로는 신입생 중 특수목적고등학교 출신 비중을 활용해 대학 서열을 측정하였다. 교육부의 ‘대학알리미’에서 제공받은 2010~2021년 대학 신입생 중 과학고등학교, 외국어고등학교, 국제고등학교, 영재고등학교 출신자 비중을 대학별로 12년에 대해 평균하였다.³⁰⁾ 이때 통폐합되어 분리하기 어려운 학교 또는 출신 비중에 대한 정보가 없는 대학은 제외하여 총 198개 대학을 10분위로 나누고 원래의 대학 서열 분류 방법과 같이 5개의 그룹으로 분류하였다.³¹⁾ 이렇게 5개의 그룹으로 대학을 나눈 후 KLIPS의 개인 임금 자료에 결합하여 총 7,627개의 표본을 분석에 활용하였다. 새로 설정한 그룹별 표본의 분포는 그룹1 24.3%, 그룹2 24.8%, 그룹3 18.6%, 그룹4 16.2%, 그룹5 16.2%이다. 앞서 측정한 대학 서열과 새로 측정한 대학 서열 간의 관계는 <Table A.4>에 제시되어 있다. 전반적으로 서열이 크게 바뀌지는 않았다.

세 번째 검증은 민간 부문과는 다른 노동시장 특성을 가진 교사, 공공기관 종사자, 공무원들을 통제해본 것이다.³²⁾ 이들은 대개 정년이 보장되며 성과급보다는 연공서열식 호봉체계에 따라 연령에 따른 임금이 결정된다. 이를 고려하기 위해 우선 교육대학 졸업자를 표본에서 제외하였다. 공공기관 종사자나 공무원은 전체 표본의 29% 정도 차지하여 표본 손실 우려로 식 (1)에 공공기관 및 공무원 근무 여부와 7개 연령그룹의 교호항 더미와 공공기관 및 공무원 근무 여부의 더미를 넣어 이들

30) 자율형고등학교는 고려하지 않았다. 자율형고등학교에는 자율형사립고등학교(자사고)와 자율형공립고등학교(자공고)가 있다. 자공고의 경우 자사고와는 달리 성적이 더 나쁘거나 더 많은 폭력이 발생한다는 연구가 존재한다(Hahn et al., 2019). 이 두 유형의 학교를 구분할 수 없어 자율형고등학교 출신은 제외하였다. 출신고등학교 비중에 대한 정보가 없는 학교는 건동대학교, 침례신학대학교, 선교청대학교, 명신대학교, 경북외국어대학교, 경희대학교 수원캠퍼스, 아세아연합신학대학교로 이들은 분석에서 제외하였다.

31) 밀양대학교는 부산대학교 밀양캠퍼스로, 삼척대학교는 강원대학교 삼척캠퍼스로, 여수대학교는 전남대학교 여수캠퍼스로 통폐합되었다. 따라서 이전 분석에서 활용했던 밀양대, 부산대, 삼척대, 강원대, 여수대, 전남대는 강건성 검증에서 제외하였다.

32) 기업형태를 묻는 설문에 정부 투자기관, 정부 출연기관, 공사 합동기업, 정부 기관이라고 응답한 사람들을 공공기관에서 일하거나 공무원인 사람으로 분류하였다. 전공이 사범계열인 사람들도 추가로 제외하고 동일한 분석을 진행하였으나 결과는 유사한 것으로 확인되었다. 지면을 아끼기 위해 제시하지 않았다.

의 영향을 통제하였다. 네 번째 검증에서는 남성만을 대상으로 분석하였다. 여성의 경우 출산 및 육아 휴직으로 경력 단절이 발생할 가능성이 남성에 비해 더 높다. 따라서 노동시장에 안정적으로 남아 있을 가능성이 더 높은 남성만을 고려하였다. 마지막 두 가지 검증은 임금에 영향을 미칠 수 있는 변수를 추가로 통제한 것이다. 다섯 번째 검증은 혼인상태, 산업, 종사상지위, 기업 내 노조 존재 여부를 통제하였다.³³⁾ 마지막 검증에는 각 개인이 졸업한 고등학교의 학군 더미만을 식 (1)에 추가하였다.³⁴⁾ 평균 가구소득, 진학 평준화 여부 등에 따라 학업에 대한 열정 등이 지역 간에 다를 수 있으므로, 지역 더미를 추가함으로써 이들의 영향을 통제하고자 하였다.

〈Table 9〉는 강건성 검증 결과를 제시하는데, 이에 의하면 대부분은 기존 결과와 유사하였다. 또 〈Table A.5〉는 임금 격차가 연령에 따라 달라지는 것을 보여주는데, 기존 결과와 마찬가지로 대부분 45~49세까지는 임금 격차가 증가한다는 것을 확인할 수 있다. 예상과 다른 결과는 고등학교 학군 더미를 추가한 결과이다. 기존 결과에 비해 추정치가 다소 증가하였다. 〈Table 2〉가 제시하는 임금 격차는 대학교육의 효과(A3+B) 뿐 아니라 대학 이전에 형성된 개인의 능력(A1+A2)을 포함한 것이다. 따라서 학군 더미가 (A1+A2)를 적절히 통제하였다면 추정치는 감소해야 할 것이다. 추정치가 감소하지 않은 것은 본고의 표본이 주로 학군과 개인 능력 간의 관계가 크지 않은 1960~1970년대에 중등교육을 마친 사람들로 이루어져 있기 때문일 수 있다.³⁵⁾ 다른 한편으로 만일 노동시장이 비효율적이라면, 출신 지역이 임금에 미치는 부정적인 영향을 통제하여 대학 서열과 임금 격차의 관계를 더욱 잘 포착했을 수 있다.

33) 혼인상태는 ① 미혼, ② 배우자 있음, ③ 결혼한 적은 있으나 별거, 이혼, 사별의 이유로 배우자가 없는 상태로 나누어진다. 산업은 2000년 기준 대분류를 활용하였으며, 종사상지위는 상용직, 임시직, 일용직으로 나뉜다. 노조 가입 여부를 활용하고자 했으나 이를 응답한 사람은 매우 적었다. 기업 내 노조가 존재한다는 것은 노조 가입 가능성이 그렇지 않은 기업에 비해 높은 것으로 해석할 수 있다. 한편 기업 내 노조가 존재한다는 것은 기업의 지대추구가 가능하다는 것으로 볼 수 있으며 기업의 크기와 양의 상관관계가 있을 것이다.

34) KLIPS에는 졸업한 고등학교명과 고등학교 위치에 관한 질문이 존재한다. KLIPS에서 진행하는 정기조사 이외에 부가 조사를 통해 수집된 고등학교 정보를 최대한 활용하였다. 고등학교 위치 정보가 없는 경우에는 고등학교명 정보를 바탕으로 시군구 수준의 위치를 찾아 기재하였다.

35) 학군에 성적이나 가구소득 수준이 반영되기 시작한 시기는 1980년대 강남 개발이 완료되고 교육 인프라에 투자하던 시기라 할 수 있다. 이 당시에 교육열이 높은 학군으로 강남 8학군이 형성되기 시작하였다.

(Table 9) Results of robustness tests

	$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
(A) Employing a new definition of university ranking (β_{2qa} , No. of obs. : 7,627)							
$g = 2$ (G2-G1)	0.029 (0.049)	0.122*** (0.040)	0.097** (0.044)	0.134** (0.065)	0.191** (0.078)	0.093 (0.111)	0.031 (0.131)
$g = 3$ (G3-G1)	0.117** (0.055)	0.059 (0.043)	0.104** (0.048)	0.263*** (0.067)	0.230** (0.090)	0.096 (0.137)	-0.130 (0.155)
$g = 4$ (G4-G1)	0.116** (0.050)	0.250*** (0.042)	0.167*** (0.050)	0.335*** (0.070)	0.247*** (0.092)	0.137 (0.130)	-0.240* (0.138)
$g = 5$ (G5-G1)	0.265*** (0.054)	0.291*** (0.046)	0.340*** (0.049)	0.366*** (0.079)	0.270*** (0.091)	0.146 (0.131)	-0.000 (0.156)
(B) Wage gap between elite and non-elite universities (β_{2qa} , No. of obs: 8,164)							
Elite	0.116*** (0.035)	0.190*** (0.028)	0.184*** (0.031)	0.225*** (0.046)	0.119* (0.061)	0.085 (0.078)	0.029 (0.097)
-Non-elite							
(C) Controlling for the graduates from teachers' colleges, public sector workers, and civil servants (β_{2qa} , No. of obs. : 8,135)							
$g = 2$ (G2-G1)	-0.031 (0.046)	0.040 (0.038)	0.085* (0.044)	0.105 (0.067)	0.095 (0.074)	-0.145 (0.114)	-0.206 (0.141)
$g = 3$ (G3-G1)	0.073 (0.046)	0.148*** (0.037)	0.182*** (0.041)	0.243*** (0.054)	0.205*** (0.078)	0.027 (0.117)	0.003 (0.140)
$g = 4$ (G4-G1)	0.103* (0.053)	0.247*** (0.040)	0.221*** (0.050)	0.329*** (0.067)	0.186** (0.089)	0.034 (0.137)	-0.134 (0.144)
$g = 5$ (G5-G1)	0.232*** (0.055)	0.301*** (0.045)	0.382*** (0.048)	0.379*** (0.075)	0.290*** (0.091)	0.099 (0.136)	0.003 (0.152)
(D) Male-only sample (β_{2qa} , No. of obs. : 6,139)							
$g = 2$ (G2-G1)	0.053 (0.060)	0.065 (0.042)	0.094** (0.040)	0.169*** (0.057)	0.162** (0.076)	-0.188 (0.121)	-0.249* (0.146)
$g = 3$ (G3-G1)	0.062 (0.047)	0.159*** (0.042)	0.172*** (0.042)	0.259*** (0.057)	0.268*** (0.080)	0.059 (0.123)	0.003 (0.146)
$g = 4$ (G4-G1)	0.168** (0.067)	0.255*** (0.044)	0.227*** (0.052)	0.330*** (0.073)	0.187* (0.096)	0.002 (0.145)	-0.168 (0.150)
$g = 5$ (G5-G1)	0.178** (0.086)	0.316*** (0.050)	0.376*** (0.049)	0.440*** (0.077)	0.358*** (0.097)	0.145 (0.134)	-0.015 (0.167)
(E) Controlling for individual traits: Marital status, industry, worker status, existence of unions (β_{2qa} , No. of obs: 8,072)							
$g = 2$ (G2-G1)	-0.030 (0.051)	0.030 (0.036)	0.063 (0.039)	0.090 (0.057)	0.049 (0.066)	-0.049 (0.115)	-0.170 (0.127)
$g = 3$ (G3-G1)	0.032 (0.047)	0.092*** (0.035)	0.140*** (0.035)	0.195*** (0.048)	0.137** (0.066)	0.006 (0.107)	-0.004 (0.123)
$g = 4$ (G4-G1)	0.007 (0.046)	0.136*** (0.040)	0.176*** (0.044)	0.254*** (0.061)	0.116 (0.071)	-0.016 (0.120)	-0.128 (0.123)
$g = 5$ (G5-G1)	0.127** (0.058)	0.178*** (0.043)	0.273*** (0.041)	0.310*** (0.061)	0.195** (0.078)	0.086 (0.120)	0.033 (0.124)
(F) Controlling for individual traits: High-school districts (β_{2qa} , No. of obs. : 8,015)							
$g = 2$ (G2-G1)	-0.024 (0.057)	0.052 (0.044)	0.099** (0.047)	0.151** (0.062)	0.147* (0.078)	-0.088 (0.112)	-0.215 (0.152)
$g = 3$ (G3-G1)	0.103* (0.056)	0.199*** (0.042)	0.189*** (0.043)	0.236*** (0.056)	0.203** (0.083)	0.028 (0.114)	-0.015 (0.152)
$g = 4$ (G4-G1)	0.098* (0.057)	0.290*** (0.045)	0.247*** (0.052)	0.366*** (0.066)	0.243** (0.095)	0.061 (0.135)	-0.027 (0.160)
$g = 5$ (G5-G1)	0.232*** (0.066)	0.345*** (0.052)	0.389*** (0.053)	0.445*** (0.075)	0.340*** (0.099)	0.137 (0.137)	0.116 (0.170)

Note: Standard errors are clustered at the individual level. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***)

VII. 결 론

본고는 대학서열이 대학 졸업자 간의 생애 임금격차와 어떤 관계가 있는지 살펴 보았다. 그 결과 노동시장 진입단계뿐 아니라 퇴직단계에 이르기까지 대학 서열에 따른 임금 격차가 존재한다는 사실을 확인하였다. 대부분의 연령대에서 높은 서열의 대학 졸업자들은 낮은 서열의 대학 졸업자들보다 임금이 높았다. 이러한 임금 격차는 나이가 많아짐에 따라 점차 증가하지만 어느 시점에서는 줄어들기 시작한다. 구체적으로 노동시장 진입 시에 그룹5 대학 졸업자들은 그룹1 대학 졸업자에 비해 24.6% 더 많은 임금을 받는다. 이후 이 격차는 증가하여 40~44세에 최대치인 50.5%를 보인다. 그러나 45~49세부터는 임금 격차가 줄어든다.

이러한 임금 격차의 변화는 일자리의 특성과 밀접한 관련이 있다. 상위 그룹 졸업자들은 대기업에 많이 취직하는데, 대기업일수록 장기근속할 가능성이 다소 높고, 근속연수가 비슷한 경우에도 근속연수에 따른 임금 증가폭도 높기 때문에 상위 그룹 종사자들의 임금이 높은 것으로 보인다. 그러나 45~49세부터는 대기업에서 퇴직이 본격화되면서 퇴직한 근로자들이 중소기업에 재취업하거나 비임금근로로 전환되는데, 이에 따라 상위 그룹의 졸업자는 근속연수 및 기업규모에서 오는 이점을 잃으면서 하위 그룹과의 임금 격차가 줄어든다.

논의의 단순화를 위해 기존 이론을 활용해 두 가지 해석을 제시한다. 첫째, 노동시장이 효율적으로 작동하여 인적자본(A) 차이가 생애 동안의 임금 격차를 발생시킨다는 관점에서 해석하면, 서열 높은 대학 졸업자들은 대학 입학 이전(A1+A2)부터 이미 높은 수준의 인적자본을 가지고 있었고 나아가 대학 기간(A3)에 교육을 통해 또는 동료로부터 좋은 영향을 받아 더 높은 수준의 인적자본을 쌓는다. 그리고 졸업하여 대기업에 다니면서 기업 특정적 인적자본(firm-specific human capital)을 높여가지만, 퇴직과 동시에 이러한 인적자본의 가치가 하락하거나 적절한 일자리가 부족하기 때문에 그들의 임금이 낮아졌을 가능성이 있다.

둘째, 노동시장이 비효율적이고 임금 격차는 대학 서열에 따른 학벌 및 네트워크 효과(B)에 기인한다는 관점에서 해석하면, 서열 높은 대학의 졸업자들은 학벌이나 네트워크를 통해 대기업에 입사한다. 노동법상 해고가 어렵기 때문에 이들은 생산성이 낮더라도 근속연수를 늘릴 수 있다. 기업의 호봉제를 고려하면 높은 근속연수는 높은 임금과 연관을 갖게 된다. 그러나 45세 이후 이들은 대기업을 퇴직하여 중

소기업으로 이직하거나 비임금근로로 전환한다. 이러한 현상은 45세 이후 임금 격차가 줄어드는 현상과 관련이 있을 것이다.

나아가 본 연구는 임금 격차가 (A1+A2)와 (A3+B)의 상호작용을 통해 발생한다는 것을 확인하였다. 아버지의 학력이 높은 경우, 즉 대학 입학 전까지 형성된 능력은 노동시장 진입 당시뿐 아니라 생애 전반의 임금과 긍정적인 연관이 있다는 것이다. 이는 대학에 다니는 동안이나 졸업 후 일하는 동안 새로운 것을 더 빨리 배워 숙련도를 높이고 인적자본을 더 빨리 쌓기 때문에 발생하는 것일 수도 있고, 네트워크를 더 넓고 튼튼하게 구축하기 때문에 발생하는 것일 수도 있다.

본고는 이처럼 일정 연령까지 증가하는 대학 서열에 따른 임금 격차는 상당하고 이는 일자리의 특징과 관련이 있다는 것을 발견하였다. 나아가 대학 입학 이전의 능력과 그 이후 개발된 능력이 상호작용을 일으키면서 대학서열이 임금 격차와 연관성을 가질 가능성을 제시하였다. 그러나 본 연구를 통해 그 격차를 설명하는 경로들을 명확하게 밝히지는 못하였다. 예컨대, 개인의 능력과 대학 학벌이 격차에 미치는 정도를 명확하게 구분하지는 못하였다. 나아가 한국의 노동시장 효율성 정도와 임금 격차, 퇴직 이후의 임금 격차 감소 현상, 전공 서열에 따른 임금 격차 등과 같은 후속 연구가 필요할 것으로 보인다.

■ 참고 문헌

1. 김성훈, “대학 학벌이 대졸자의 첫 취업 성과에 미치는 영향,” 『교육과학연구』, 제45권 제4호, 2014, pp. 1-20.
(Translated in English) Kim, Sunghoon, “Effects of Academic Cliques on the First Job Offers of College Graduates,” *Journal of Educational Studies*, Vol. 45, No. 4, 2014, pp. 1-20.
2. 김영철·김희삼, 『노동시장 신호와 선별에 기반한 입시체제의 분석과 평가』, 연구보고서 2012-12, 한국개발연구원, 2013.
(Translated in English) Kim, Youngchul, and Hisam Kim, *An Analysis on the College Entering System in the Labor Market Perspectives*, Research Monograph 2012-12, Korea

Development Institute, 2013.

3. 김진영, “수학능력시험 실시 10년간 대학의 서열 변화,” 『공공경제』, 제11권 제1호, 2006, pp. 121-153.
(Translated in English) Kim, Jin-Yeong, “Changes in the Hierarchy among Korean Universities from 1994 to 2003,” *Korean Journal of Public Economics*, Vol. 11, No. 1, 2006, pp. 121-153.
4. _____, “대학서열과 노동시장,” 『한국경제의 분석』, 제13권 제3호, 2007, pp. 1-72.
(Translated in English) Kim, Jin-Yeong, “College Hierarchy and the Labor Markets in Korea,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 13, No. 3, 2007, pp. 1-72.
5. 김희삼, “지방대학 졸업자의 노동시장 성과와 지역별 교육격차,” 『한국개발연구』, 제32권 제2호, 2010, pp. 55-92.
(Translated in English) Kim, Hisam, “Analysis on the Labor Market Performance of Local University Graduates and Regional Education Gap,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 32, No. 2, 2010, pp. 55-92.
6. 김희삼 · 이삼호, 『고등교육의 노동시장 성과와 서열구조 분석』, 정책연구시리즈 2007-08, 한국개발연구원, 2007.
(Translated in English) Kim, Hisam, and Sam-Ho Lee, *An Analysis of the Labor Market Performance and the Ranking Structure of Higher Education*, Policy Studies 2007-08, Korea Development Institute, 2007.
7. 박성재, “지방대 졸업생의 노동이동과 노동시장 성과,” 『노동정책연구』, 제5권 제4호, 2005, pp. 65-99.
(Translated in English) Park, Sung-jae, “School-to-Work Transition and Labor Market Performances of Local University Graduates,” *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 5, No. 4, 2005, pp. 65-99.
8. 오호영 · 김승보 · 정재호, 『대학 서열화와 기업』, 한국직업능력개발원, 2006.
(Translated in English) Oh, Ho-young, Seung-bo Kim, and Jae-ho Chung, *Ranking of Colleges and Corporate Employment*, Korea Research Institute for Vocational Education & Training, 2006.
9. 이주호 · 김선웅 · 김승보, “한국 대학의 서열과 경쟁,” 『경제학연구』, 제51권 제2호, 2003, pp. 5-36.
(Translated in English) Lee, Ju Ho, Seon Ung Kim, and Seung Bo Kim, “Hierarchy and Competition among Korean Universities,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 51, No. 2, 2003, pp. 5-36.
10. 이주호 · 정 혁 · 홍성창, “한국은 인적자본 일등국가인가?” 김용성 · 이주호(편), 『인적자본정책의 새로운 방향에 대한 종합연구』, 연구보고서 2014-08, 한국개발연구원, 2014.
(Translated in English) Lee, Ju Ho, Hyeok Jeong, and Songchang Hong, “Is Korea Number One in Human Capital Achievement?” in (eds.) Yong-seong Kim and Ju Ho Lee, *A New Direction in Human Capital Policies for Korea*, Research Monograph 2014-08, Korea Development Institute.
11. 장수명, “대학서열의 경제적 수익 분석,” 『한국교육』, 제33권 제2호, 2006, pp. 75-107.
(Translated in English) Jang, Soomyung, “An Analysis on Economic Return to University

- Rank," *Journal of Korean Education*, Vol. 33, No. 2, 2006, pp.75-107.
12. 주휘정, "신규 대졸자 임금에 대한 개인 및 대학 효과 분석," 『교육행정학연구』, 제30권, 2012, pp.603-626.
(Translated in English) Chu, Huijung, "Individual and College Effects on New Graduates," *Journal of Educational Administration and Policy*, Vol. 30, No. 1, 2012, pp.603-626.
 13. 한국교육개발원, 『교육통계분석자료집』, 2017. 6.
(Translated in English) Korea Education Development Institute, *Analysis of Education Statistics*, 2017.
 14. Acemoglu, D., and D. Autor, *Chapter1. The Basic Theory of Human Capital in Lectures in Labor Economics*, Web notes, 2009.
 15. Becker, G. S., *Human Capital*, National Bureau of Economic Research, New York, 1965.
 16. Ben-Porath, Y., "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings," *Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 4, Part 1, 1967, pp.352-365.
 17. Black, D. A., and J. A. Smith, "How Robust Is the Evidence on the Effects of College Quality? Evidence from Matching," *Journal of Econometrics*, Vol. 121, No. 1-2, 2004, pp.99-124.
 18. Blinder, A. S., "On Dogmatism in Human Capital Theory," *Journal of Human Resources*, Vol. 11, No. 1, 1976, pp.8-22.
 19. Brewer, D. J., E. R. Eide, and R. G. Ehrenberg, "Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross-cohort Evidence on the Effects of College Quality on Earnings," *Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 1, 1999, pp.104-123.
 20. Caplan B., *The Case against Education: Why the Education System Is a Waste of Time and Money*, Princeton University Press, 2018.
 21. Card, D., "The Causal Effect of Education on Earnings," in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier Science, 1999, pp.1801-1863.
 22. Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, "The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment," *American Economic Review*, Vol. 106, No. 4, 2016, pp.855-902.
 23. Crépon, B., E. Duflo, M. Gurgand, R. Rathelot, and P. Zamora, "Do Labor Market Policies have Displacement Effects? Evidence from a Clustered Randomized Experiment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 128, No. 2, 2013, pp.531-580.
 24. Dale, S. B., and A. B. Krueger, "Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, 2002, pp.1491-1527.
 25. _____, "Estimating the Return to College Selectivity over the Career using Administrative Earnings Data (No. w17159)," *National Bureau of Economic Research*, 2011.
 26. Eide, E. R., M. J. Hilmer, and M. H. Showalter, "Is It where You Go or What You Study? The Relative Influence of College Selectivity and College Major on Earnings," *Contemporary Economic Policy*, Vol. 34, No. 1, 2016, pp.37-46.
 27. Eide, E., D. J. Brewer, and R. G. Ehrenberg, "Does It Pay to Attend an Elite Private

- College? Evidence on the Effects of Undergraduate College Quality on Graduate School Attendance,” *Economics of Education Review*, Vol. 17, No. 4, 1998, pp.371-376.
28. Hahn, Y., L. C. Wang, and H. S. Yang, “Does Greater School Autonomy Make a Difference? Evidence from a Randomized Natural Experiment in South Korea,” *Journal of Public Economics*, Vol. 161, 2018, 15-30.
 29. Hoekstra, M., “The Effect of Attending the Flagship State University on Earnings: A Discontinuity-based Approach,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 4, 2009, pp.717-724.
 30. Hoynes, H., D. W. Schanzenbach, and D. Almond, “Long-run Impacts of Childhood Access to the Safety Net,” *American Economic Review*, Vol. 106, No. 4, 2016, pp.903-934.
 31. James, E., N. Alsalam, J. C. Conaty, and D. L. To, “College Quality and Future Earnings: Where Should You Send Your Child to College?” *American Economic Review*, Vol. 79, No. 2, 1989, pp.247-252.
 32. Kleven, H., C. Landais, J. Posch, A. Steinhauer, and J. Zweimuller, “Child Penalties Across Countries: Evidence and Explanations,” *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 109, 2019, pp.122-126.
 33. Ko, E., “Changes in Wage Differentials among College Graduates in South Korea, 1999-2008,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 34, No. 1, 2011, pp.103-138.
 34. Lagakos, D., B. Moll, T. Porzio, N. Qian, and T. Schoellman, “Life Cycle Wage Growth Across Countries,” *Journal of Political Economy*, Vol. 126, No. 2, 2018, pp.797-849.
 35. Lee, S., and M. C. Brinton, “Elite Education and Social Capital: The Case of South Korea,” *Sociology of Education*, Vol. 69, No. 3, 1996, pp.177-192.
 36. Lee, S., and C. Kang, “Labor Market Effects of School Ties: Evidence from Graduates of Leveled High Schools in South Korea,” *Korean Economic Review*, Vol. 31, No. 1, 2015, pp.199-237.
 37. Long, M. C., “College Quality and Early Adult Outcomes,” *Economics of Education Review*, Vol. 27, No. 5, 2008, pp.588-602.
 38. _____, “Changes in the Returns to Education and College Quality,” *Economics of Education Review*, Vol. 29, No. 3, 2010, pp.338-347.
 39. Loury, L. D., and D. Garman, “College Selectivity and Earnings,” *Journal of labor Economics*, Vol. 13, No. 2, 1995, pp.289-308.
 40. Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research, 1974.
 41. _____, “The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings: Variations on a Theme,” *Journal of labor economics*, Vol. 15, No. 1, Part 2, 1997, pp.S26-S47.
 42. OECD, “Work-force Ageing in OECD Countries,” *OECD Employment Outlook*, 1998, pp.123-151.
 43. Spence, M., “Job Market Signaling,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 3, 1978, pp.355-374,

44. Wachtel, P., "The Effect on Earnings of School and College Investment Expenditures," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, No. 3, 1976, pp.326-331.
45. Weiss, A., "Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, pp.133-154.

부 록 1. 대학서열과 생애임금격차: 모수적 방법

모수적 방법으로 생애임금을 추정한 결과는 본문의 비모수적 결과와 크게 다르지 않다. 모수적 방법에서는 식 (A. 1) 과 같이 연령 (*age*) 을 연속변수로 사용하였다.

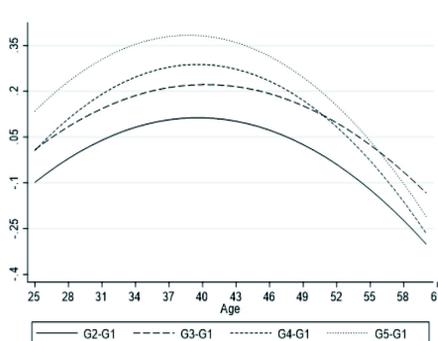
$$\begin{aligned}
 w_{it} = & \alpha_0 + \sum_{g=2}^5 \alpha_{1g} G_{ig} + \sum_{g=2}^5 \alpha_{2g} (G_{ig} \times age_{it}) + \sum_{g=2}^5 \alpha_{3g} (G_{ig} \times age_{it}^2) \\
 & + \alpha_4 (S_i \times age_{it}) + \alpha_5 (S_i \times age_{it}^2) + \alpha_6 age_{it} + \alpha_7 age_{it}^2 \\
 & + \sum_{m=2}^5 \alpha_{8m} M_{im} + \tau_b + e_{it}.
 \end{aligned}
 \tag{A. 1}$$

이 식에서 그룹1과 그룹*g* 간의 임금 격차가 연령에 대해 역U자 형태로 반응한다면 $\alpha_{2g} > 0$, $\alpha_{3g} < 0$ 의 부호가 나타날 것이다. <Table A. 1. 1>은 α_{1g} , α_{2g} , α_{3g} 의 추정 결과를 보여준다. 계수들의 부호는 예상했던 바와 같다. <Figure A. 1. 1>은 이를 바탕으로 임금 격차와 연령 간의 관계를 그린 것이다. 여기에서 보듯이 대학 서열이 낮을수록 임금 격차는 작으며, 임금 격차는 25세에서 약 40세에 이를 때까지 증가하다가 이후 감소한다.

<Table A.1.1> Parametric estimation

	(1)	(2)	(3)
	α_{1g}	α_{2g}	α_{3g}
<i>g</i> = 2 (G2-G1)	-1.444*** (0.550)	7.867*** (2.884)	-9.935*** (3.631)
<i>g</i> = 3 (G3-G1)	-1.259** (0.488)	7.354*** (2.533)	-9.129*** (3.168)
<i>g</i> = 4 (G4-G1)	-1.790*** (0.560)	10.502*** (2.963)	-13.268*** (3.767)
<i>g</i> = 5 (G5-G1)	-1.589*** (0.561)	10.183*** (2.877)	-13.140*** (3.550)

<Figure A.1.1> Wage gap by university ranking



Note: Results of estimating equation (A. 1). Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***)

Note: Computed from <Table A. 1. 1> by using the formula $\alpha_{1g} G_{ig} + \alpha_{2g} (G_{ig} \times age_{it}) + \alpha_{3g} (G_{ig} \times age_{it}^2)$

부 록 2. 대학 이전에 형성된 인적자본 능력 통제

이하에서는 대학 이전에 형성된 인적자본(A1+A2)과 대학 교육을 통해 형성된 개인의 인적자본 수준과 대학 서열로 형성된 학벌(A3+B)이 임금 격차에 미치는 영향을 구분하기 위해 수능점수를 통제하여 이를 추정한다. Dale and Krueger (2011)에서도 개인의 능력을 통제하기 위해 SAT 점수를 통제하여 분석한 바 있다. 본 절에서는 KLIIPS에서 수집한 학력고사 및 수능점수를 활용한다.

KLIIPS에서는 5차 년도에만 수능점수를 수집하고 있다. 학력고사, 200점 만점 수능, 400점 만점 수능 세 가지 종류의 수능점수를 12개의 범주형 변수로 조사하였다. 세 가지 수능 모두 동일하게 12개 분위로 나눈 것으로 수능 종류와 상관없이 활용할 수 있었다. 추정 방식은 식 (1)과 동일하며 식 (1)에 12개의 더미변수로 변환된 수능점수를 추가하였다. 결과는 <Table A. 2. 1.>에 제시되어 있다. 이에 따르면 개인의 능력을 통제해도 여전히 대학 서열 간 임금 격차가 존재하며 연령에 따라서 증가하는 모습도 확인된다. 그러나 50대 연령에 대해서는 학력고사 및 수능점수에 대한 정보가 존재하지 않는 경우가 많아 계수를 추정할 수 없었다. 또 표본 수가 8,401개에서 1,107개로 줄어들어 약 13%의 표본만으로 추정한 것은 한계이다.

(Table A.2.1) Wage gap by university ranking with the SAT scores controlled for

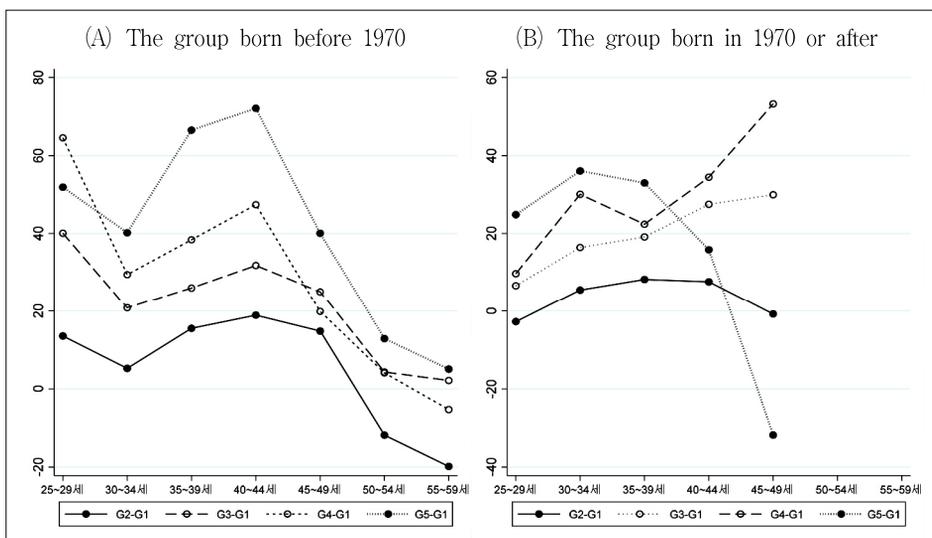
(A) Wage gap by university ranking (β_{2ga}, β_{3a})								
		$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
β_{2ga}	$g = 2$ (G2-G1)	-0.090 (0.072)	-0.010 (0.084)	-0.032 (0.096)	-0.004 (0.118)	0.145 (0.163)		
	$g = 3$ (G3-G1)	-0.047 (0.074)	0.066 (0.092)	0.054 (0.112)	0.081 (0.129)	0.638*** (0.133)		
	$g = 4$ (G4-G1)	0.001 (0.089)	0.194** (0.096)	0.089 (0.120)	0.136 (0.128)	0.795*** (0.113)		
	$g = 5$ (G5-G1)	0.118 (0.110)	0.240** (0.093)	0.211* (0.107)	0.475*** (0.163)	0.990*** (0.083)		
(B) Difference with the first age group ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)								
			$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
$\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$	$g = 2$ (G2-G1)		0.080 (0.060)	0.058 (0.084)	0.086 (0.106)	0.235 (0.152)		
	$g = 3$ (G3-G1)		0.114 (0.079)	0.101 (0.111)	0.129 (0.126)	0.685*** (0.133)		
	$g = 4$ (G4-G1)		0.193*** (0.067)	0.088 (0.091)	0.135 (0.111)	0.794*** (0.128)		
	$g = 5$ (G5-G1)		0.122 (0.076)	0.093 (0.137)	0.357* (0.199)	0.872*** (0.114)		

Note: Results of estimating equation (1) with an additional control for the SAT score. Age groups 6 and 7 do not have information on the SAT score. Standard errors are clustered at the individual level. The number of observations is 1,107. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***)

부 록 3. 계수 추정치의 민감도 확인: 1970년 이전과 출생자와 이후 출생자의 구분

본 연구에서 표본은 1939년 출생자부터 1989년 출생자에 이르기까지 매우 다양하다. 이들 가운데 1950년 이전 출생자는 4.0%, 1950년대 출생자는 9.6%, 1960년대 출생자는 34.6%, 1970년 출생자는 38.9%, 1980년 이후 출생자는 12.9%이다. 따라서 1960년대 및 1970년대 출생자는 96.3%로 대부분을 이룬다. 그러나 코호트가 널리 분포되어 있어 계수 추정치에 대한 신뢰도가 낮아질 수 있다. 특히, 같은 서열 그룹이더라도 과거와 현재의 상대적 능력이 다를 수 있고, 같은 학력의 아버지라도 과거와 현재의 상대적 능력이 다를 수 있다. 계수 추정치의 민감도를 살펴보기 위해 1970년을 기준으로 그 이전 출생자와 그 이후 출생자로 표본을 나누고 각각에 대해 식 (1)을 추정해보았다. 그 결과는 <Figure A. 3. 1>에 제시되어 있다.

<Figure A.3.1> Lifetime wage gap (%) when the sample is grouped by birth year

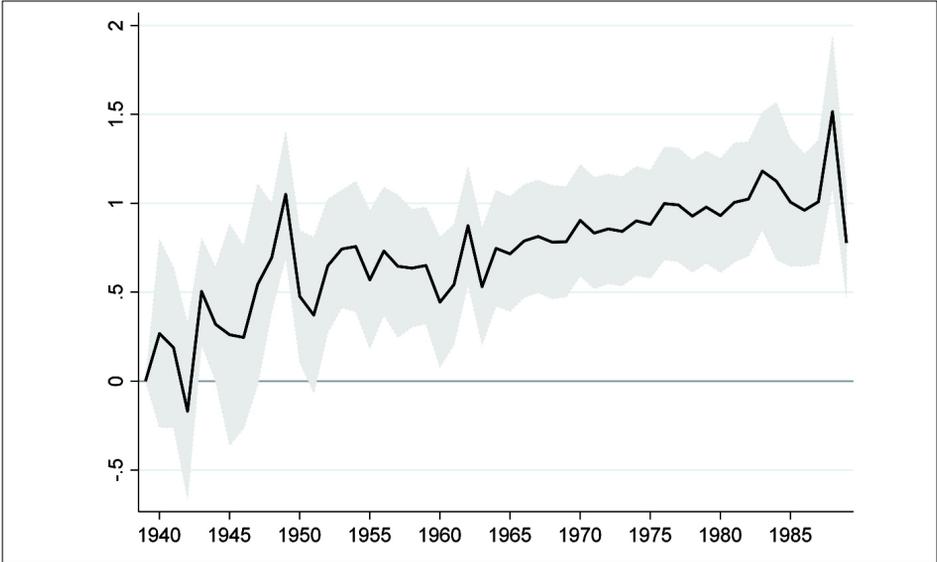


Note: Results of estimating equation (1) when the sample is grouped by birth year and the wage gap in percentage is computed as in <Figure 1>.

<Figure A. 3. 1>의 (A)에 따르면 1970년 이전 출생자 표본의 결과는 전체 표본을 사용한 <Figure 1>의 결과와 매우 유사하다. 반면 <Figure A. 3. 1>의 (B)에 의

하면 1970년 이후 출생자 표본을 사용할 경우 표본의 마지막 연도인 2017년 현재 표본의 최대 나이가 47세이기 때문에 추정치가 상당히 불안정한 모습을 보인다. 따라서 표본의 절반 정도에 해당하는 1970년 이전 출생자만 사용해도 결과는 거의 달라지지 않지만, 그 이후 출생자에 대해서는 보다 많은 자료가 축적되었을 때 추가적인 분석을 시도할 필요가 있을 것이다.

〈Figure A.1〉 Cohort Fixed Effect



Note: Results of estimating τ_b in equation (1). Standard errors are clustered at the individual level. The shaded area indicates the 95% confidence interval.

<Table A.1> Name of University by Ranking

Group	Decile	Name of University
1 (49)	1 (10)	가야대학교, 광주대학교, 대불대학교, 동신대학교, 서남대학교, 우석대학교, 위덕대학교, 중부대학교, 초당대학교, 호원대학교
	2 (11)	건양대학교, 경산대학교, 경주대학교, 관동대학교, 밀양대학교, 삼척대학교, 신문대학교, 영산대학교, 전주대학교, 한서대학교, 호남대학교
	3 (13)	경남대학교, 경일대학교, 고신대학교, 대전대학교, 목원대학교, 상지대학교, 서원대학교, 세명대학교, 용인대학교, 원광대학교, 진주산업대학교, 천안대학교, 평택대학교
	4 (15)	강릉대학교, 군산대학교, 남서울대학교, 대구대학교, 동국대학교 경주캠퍼스, 목포대학교, 배제대학교, 부산외국어대학교, 순천대학교, 순천향대학교, 여수대학교, 충주대학교, 한라대학교, 협성대학교, 호서대학교
2 (29)	5 (15)	건국대학교 충주캠퍼스, 경성대학교, 단국대학교 천안캠퍼스, 대구가톨릭대학교, 대전대학교, 동서대학교, 동의대학교, 상명대학교 천안캠퍼스, 신라대학교, 안동대학교, 청주대학교, 한남대학교, 한림대학교, 한신대학교
	6 (14)	강남대학교, 경상대학교, 계명대학교, 공주대학교, 금오공과대학교, 동명정보대학교, 삼육대학교, 수원대학교, 안양대학교, 울산대학교, 인제대학교, 조선대학교, 한밭대학교, 홍익대학교 조치원캠퍼스
3 (33)	7 (17)	강원대학교, 경기대학교 수원캠퍼스, 경원대학교, 고려대학교 세종캠퍼스, 동아대학교, 명지대학교 용인캠퍼스, 서울산업대학교, 연세대학교 원주캠퍼스, 영남대학교, 전북대학교, 중앙대학교 안성캠퍼스, 창원대학교, 충신대학교, 충북대학교, 한국외국어대학교 용인캠퍼스, 한성대학교
	8 (16)	가톨릭대학교, 경희대학교 수원캠퍼스, 광운대학교, 국민대학교, 단국대학교, 덕성여자대학교, 명지대학교, 부경대학교, 상명대학교, 서울여자대학교, 성신여자대학교, 인천대학교, 전남대학교, 청주교육대학교, 충남대학교, 한국해양대학교
4 (16)	9 (16)	건국대학교, 경북대학교, 경희대학교, 공주교육대학교, 동국대학교, 부산대학교, 세종대학교, 숙명여자대학교, 숭실대학교, 인천교육대학교, 인하대학교, 전주교육대학교, 진주교육대학교, 춘천교육대학교, 한국항공대학교, 홍익대학교
5 (16)	10 (16)	고려대학교, 광주교육대학교, 부산교육대학교, 서강대학교, 서울교육대학교, 서울대학교, 서울시립대학교, 성균관대학교, 아주대학교, 연세대학교, 이화여자대학교, 중앙대학교, 포항공과대학교, 한국교원대학교, 한국외국어대학교, 한양대학교

Note: In parentheses are the numbers of universities. The universities contained in the Jin-hak-sa dataset are grouped into deciles and then into 5 groups as explained in the text. The results are matched with the universities contained the KLIPS dataset. This table shows the final outcome of this process.

〈Table A.2〉 Main Results

Variables	Log annual real wage	Variables	Log annual real wage
G2*age (25-29)	-0.027 (0.047)	G5*age (40-44)	0.409*** (0.072)
G2*age (30-34)	0.039 (0.038)	G5*age (45-49)	0.287*** (0.089)
G2*age (35-39)	0.090** (0.044)	G5*age (50-54)	0.095 (0.133)
G2*age (40-44)	0.120* (0.066)	G5*age (55-59)	0.011 (0.158)
G2*age (45-49)	0.120 (0.076)	Male*age (30-34)	0.130*** (0.035)
G2*age (50-54)	-0.139 (0.121)	Male*age (35-39)	0.246*** (0.044)
G2*age (55-59)	-0.243* (0.146)	Male*age (40-44)	0.387*** (0.066)
G3*age (25-29)	0.076 (0.046)	Male*age (45-49)	0.466*** (0.086)
G3*age (30-34)	0.149*** (0.038)	Male*age (50-54)	0.469*** (0.126)
G3*age (35-39)	0.183*** (0.041)	Male*age (55-59)	0.432*** (0.144)
G3*age (40-44)	0.245*** (0.054)	age (30-34)	0.131*** (0.040)
G3*age (45-49)	0.206*** (0.079)	age (35-39)	0.224*** (0.051)
G3*age (50-54)	0.011 (0.120)	age (40-44)	0.223*** (0.075)
G3*age (55-59)	-0.023 (0.149)	age (45-49)	0.286*** (0.095)
G4*age (25-29)	0.091* (0.049)	age (50-54)	0.515*** (0.147)
G4*age (30-34)	0.237*** (0.040)	age (55-59)	0.651*** (0.192)
G4*age (35-39)	0.232*** (0.048)	Male	0.173*** (0.034)
G4*age (40-44)	0.334*** (0.066)	Social science major	0.010 (0.035)
G4*age (45-49)	0.202** (0.089)	Natural science major	-0.003 (0.038)
G4*age (50-54)	0.036 (0.135)	Engineering major	0.028 (0.030)
G4*age (55-59)	-0.061 (0.154)	Teaching major	0.203*** (0.050)
G5*age (25-29)	0.220*** (0.056)	Cohort FE	Y
G5*age (30-34)	0.290*** (0.044)	No. of Obs.	8,401
G5*age (35-39)	0.378*** (0.047)		

Note: Details of 〈Table 2〉. Standard errors are clustered at the individual level. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***).

〈Table A.3〉 Difference between groups by father's education

		<i>a</i> = 1 (25-29)	<i>a</i> = 2 (30-34)	<i>a</i> = 3 (35-39)	<i>a</i> = 4 (40-44)	<i>a</i> = 5 (45-49)	<i>a</i> = 6 (50-54)	<i>a</i> = 7 (55-59)
$\frac{(\beta_{2ga}^H - \beta_{2g1}^H)}{(\beta_{2ga}^L - \beta_{2g1}^L)}$	<i>g</i> = 2 (G2-G1)	0.001 (0.120)	-0.161 (0.116)	-0.077 (0.137)	-0.093 (0.277)	0.092 (0.266)	0.128 (0.455)	-0.034 (0.408)
	<i>g</i> = 3 (G3-G1)	0.106 (0.118)	-0.093 (0.120)	0.075 (0.128)	0.324+ (0.200)	0.196 (0.235)	0.278 (0.444)	0.533+ (0.328)
	<i>g</i> = 4 (G4-G1)	-0.103 (0.127)	0.108 (0.118)	0.064 (0.133)	0.408* (0.242)	0.176 (0.263)	0.745+ (0.474)	0.658* (0.303)
	<i>g</i> = 5 (G5-G1)	0.067 (0.134)	-0.063 (0.130)	-0.006 (0.145)	0.183 (0.219)	0.388+ (0.255)	0.496 (0.491)	0.853* (0.300)

Note: Computed from 〈Table 8〉 by differencing Panels (A) and (B). Asterisks indicate statistical significance at 0.15 (+) or 0.10 (*).

〈Table A.4〉 Transition matrix of university rankings (%)

		New Ranking					
		G1	G2	G3	G4	G5	Total
Previous Ranking	G1	71.7	23.0	5.3	0	0	100
	G2	53.8	28.2	18.1	0	0	100
	G3	0	52.2	37.5	9.6	0.7	100
	G4	0	0	18.5	75.4	6.1	100
	G5	0	0	0	5.8	94.2	100

<Table A.5> Results of robust tests: Difference with the first age group

	$a = 1$ (25-29)	$a = 2$ (30-34)	$a = 3$ (35-39)	$a = 4$ (40-44)	$a = 5$ (45-49)	$a = 6$ (50-54)	$a = 7$ (55-59)
(A) Employing a new definition of university ranking ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)							
$g = 2$ (G2-G1)		0.093* (0.050)	0.068 (0.058)	0.105 (0.076)	0.162* (0.091)	0.064 (0.121)	0.002 (0.140)
$g = 3$ (G3-G1)		-0.058 (0.058)	-0.013 (0.066)	0.146* (0.084)	0.113 (0.104)	-0.021 (0.147)	-0.246 (0.164)
$g = 4$ (G4-G1)		0.134*** (0.049)	0.050 (0.061)	0.219*** (0.082)	0.130 (0.104)	0.021 (0.139)	-0.356*** (0.146)
$g = 5$ (G5-G1)		0.025 (0.056)	0.075 (0.067)	0.100 (0.089)	0.005 (0.102)	-0.120 (0.142)	-0.266 (0.178)
(B) Wage gap between elite and non-elite universities ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)							
Elite		0.074** (0.036)	0.068 (0.042)	0.109** (0.054)	0.002 (0.068)	-0.031 (0.085)	-0.087 (0.103)
-Non-elite							
(C) Controlling for the graduates from teachers' colleges, public sector workers, and civil servants ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)							
$g = 2$ (G2-G1)		0.040 (0.038)	0.085* (0.044)	0.105 (0.067)	0.095 (0.074)	-0.145 (0.114)	-0.206 (0.141)
$g = 3$ (G3-G1)		0.148*** (0.037)	0.182*** (0.041)	0.243*** (0.054)	0.205*** (0.078)	0.027 (0.117)	0.003 (0.140)
$g = 4$ (G4-G1)		0.247*** (0.040)	0.221*** (0.050)	0.329*** (0.067)	0.186** (0.089)	0.034 (0.137)	-0.134 (0.144)
$g = 5$ (G5-G1)		0.301*** (0.045)	0.382*** (0.048)	0.379*** (0.075)	0.290*** (0.091)	0.099 (0.136)	0.003 (0.152)
(D) Male-only sample ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)							
$g = 2$ (G2-G1)		0.012 (0.061)	0.041 (0.067)	0.116 (0.077)	0.109 (0.094)	-0.241* (0.134)	-0.302* (0.158)
$g = 3$ (G3-G1)		0.097 (0.059)	0.110* (0.063)	0.197*** (0.072)	0.206** (0.092)	-0.003 (0.133)	-0.059 (0.153)
$g = 4$ (G4-G1)		0.087 (0.068)	0.058 (0.074)	0.162* (0.091)	0.019 (0.113)	-0.166 (0.160)	-0.336*** (0.164)
$g = 5$ (G5-G1)		0.138 (0.085)	0.198** (0.094)	0.263** (0.102)	0.180 (0.122)	-0.033 (0.159)	-0.192 (0.188)
(E) Controlling for individual traits: Marital status, industry, worker status, existence of unions ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)							
$g = 2$ (G2-G1)		0.059 (0.053)	0.093 (0.060)	0.120 (0.075)	0.079 (0.083)	-0.019 (0.126)	-0.140 (0.137)
$g = 3$ (G3-G1)		0.060 (0.050)	0.108* (0.056)	0.163** (0.066)	0.105 (0.081)	-0.026 (0.117)	-0.036 (0.132)
$g = 4$ (G4-G1)		0.129*** (0.046)	0.169*** (0.054)	0.248*** (0.072)	0.109 (0.083)	-0.022 (0.128)	-0.135 (0.132)
$g = 5$ (G5-G1)		0.051 (0.056)	0.146** (0.066)	0.183** (0.080)	0.068 (0.093)	-0.041 (0.132)	-0.093 (0.137)
(F) Controlling for individual traits: High-school districts ($\beta_{2ga} - \beta_{2g1}$)							
$g = 2$ (G2-G1)		0.077 (0.053)	0.123** (0.062)	0.175** (0.077)	0.171* (0.092)	-0.063 (0.124)	-0.191 (0.161)
$g = 3$ (G3-G1)		0.095* (0.054)	0.086 (0.062)	0.133* (0.074)	0.100 (0.097)	-0.075 (0.124)	-0.118 (0.160)
$g = 4$ (G4-G1)		0.191*** (0.052)	0.149** (0.062)	0.267*** (0.079)	0.145 (0.106)	-0.038 (0.143)	-0.126 (0.168)
$g = 5$ (G5-G1)		0.113* (0.062)	0.156** (0.073)	0.213** (0.090)	0.108 (0.111)	-0.096 (0.148)	-0.116 (0.178)

Note: Standard errors are clustered at the individual level. Asterisks indicate statistical significance at 0.10 (*), 0.05 (**), or 0.001 (***)

University Ranking and the Lifetime Wage Gap*

Jiyeong Lee** · Youngsun Koh***

Abstract

This paper examines the association between university ranking and the earnings of graduates over their working life. The wage premium for the highest ranking starts from 24.6% for the 25-29 year age group and rises to 50.5% for the 40-44 year age group. It declines thereafter and disappears for the 55-59 year age group. This pattern is closely related to the workers' employment conditions such as tenure, the size of the workplace, and wage-earner status. We also find the workers' abilities developed before and after the entrance to university are correlated with the wage gap.

Key Words: university ranking, lifetime wage gap, labor market conditions, human capital

JEL Classification: J3, I2

Received: Jan. 23, 2023. Revised: March 3, 2023. Accepted: April 17, 2023.

* This paper is developed and revised based on the 2019 Panel Working Paper of Korea Labor Institute, titled by 'College Ranking and Life Cycle Wage in Korea'. All remaining errors are our own.

** First Author, PhD candidate, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Republic of Korea, Phone: +82-2-880-6385, e-mail: jyhss@gmail.com

*** Corresponding Author, Senior Research Fellow, Korea Development Institute, 263, Namsejong-ro, Sejong-si 30149, Republic of Korea, Phone: +82-44-550-4011, e-mail: yskoh@kdi.re.kr