# 서울지역 대학의 임금 프리미엄에 대한 분석

류 시 원1)·오 수 현2)·배 대 은3)

# 요약

본 연구는 한국교육고용패널조사(KEEP) 데이터를 활용하여 출신대학 소재지가 대학교육의 임금 프리미엄에 미치는 영향에 대해 분석한다.

구체적으로, 서울지역과 비서울지역에서 대졸자의 대학교육 임금 프리미엄이 어느 정도 차이가 나는지 추정하기 위해 서울지역 대학 졸업생을 처치집단, 비서울지역 대학 졸업생을 비교집단으로 하여, 이들의 임금의 처치효과를 분석한다.

기존의 연구들에서 사용된 회귀분석 등의 모수적 방법에 더해 종속변수의 분포를 직접 비교하는 확률적 지배관계 검정법을 사용한다.

분석 결과, 서울지역 대학 졸업자들의 임금은 비서울지역 대학 졸업자들의 임금에 비해 다른 모든 조건이 일정할 때 비해, 최소자승법으로 추정하면 8%, 대학 고정효과를 고려하면 14%, Hausman-Taylor의 도구변수 모형으로 추정하면 26% 더 높은 것으로 나타났다. 또한, 조건부 확률적 지배검정(Conditional Stochastic Dominance Test)결과 비서울지역 대학 졸업자의 임금분포가 서울지역 대학 졸업자의 임금을 1차 및 2차 확률적으로 지배하지 못하는 것으로 나타나, 다른 모든 조건이 일정하더라도 서울지역에서 대학을 졸업하는 것이 더 높은 후생을 가져오는 것으로 나타났다.

지역에 따른 대졸자의 임금 프리미엄은 신호효과에 기인한다고 할 수 있다. 이는 지방 대학들에 대한 지원 정책은 직접적인 지원보다는 기업이 학생들을 보다 잘 선별할 수 있게끔 정보의 불확실성을 완화해주는 방향이 효율적일 것임을 시사한다.

# Ⅰ. 서론

대학 교육의 임금 프리미엄(College wage premium)은 대학 졸업자와 고등학교 졸업자의 임금수준 차이를 의미한다. 대학 교육으로부터 습득한 지식과 기술은 개인의 생산성을 높이며 노동시장에서는 높은 생산성에 더 많은 보상을 지급하기 때문에 두 그룹 간의 임금 격차가 발생하게 된다. 대학 교육에 따른 노동시장에서의 금전적 보상은 시기별, 지역별로 다를 수 있다. 노동시장의 수급상황은 매 시기 달라지며, 이에 따라 대졸자 임금 프리미엄의 크기도 변화한다. 이러한 임금 격차의 확대를 설명하는 대표적인 가설은 Acemoglu(1998) 등이 제시한 숙련

<sup>1)</sup> 서울대학교 경제학부 석사과정

<sup>2)</sup> 서울대학교 경제학부 석사과정

<sup>3)</sup> 서울대학교 경제학부 석사과정



편향적 기술진보(SBTC, Skill-Biased Technological Change) 이론을 들 수 있다. 이론에 따르 면 국내 산업구조가 노동집약적인 산업 중심에서 기술집약적인 산업으로 이행하면서 고급 기 술을 보유한 노동자의 노동생산성이 상대적으로 크게 증가하고 이들에 대한 수요도 늘어나게 되다. 이는 대학교육을 이수한 근로자들에 대한 임금을 그렇지 못한 근로자들의 임금보다 높 게 만들어 대졸 임금 프리미엄의 상승으로 이어지게 된다.

한국의 고등교육 규모는 급속히 팽창해왔다. 아래의 <표 1>은 연도별 고등학교 졸업생들의 취업률 및 진학률을 나타낸다. 대학으로의 진학률은 2011년까지 꾸준히 증가하다가 그 이후 조금 낮아져 70% 수준을 유지하고 있다. 한편, 취업률은 2011년까지 꾸준히 낮아지다가 이후 약 10년간 다시 증가하고 있는 모습을 보여준다. 이러한 대학교육 이수자들의 양적 팽창에 반 해 여러 차례 경기 침체 및 성장률의 하락으로 고용창출의 속도가 낮아져 노동시장에서 대졸 자의 수요는 점차 줄어들고 있다. 이러한 변화로 인해 대졸자의 임금 프리미엄은 점점 낮아질 것으로 예상된다. 실제로 이주호 외(2014)는 청년층을 대상으로 성별 및 경력별 구성의 변화를 통제하여 임금을 분석한 결과, 4년제 대학 졸업자의 하위 20%와 2년제 대졸자의 하위 50%가 고졸자에 비하여 낮은 임금을 받고 있는 것을 확인하였다. 해외의 경우에서도 유사한 예를 찾 을 수 있다. 미국의 사례를 살펴본 Ashworth and Ransom(2019)은 1970년대 후반 출생자들의 대졸자 임금 프리미엄이 급격하게 확대되었으나 최근 완만해지거나 감소하는 모습을 보여주고 있다. 국내외 대졸-고졸 근로자의 임금 격차 추이에 변화가 포착되는 만큼 분석의 폭을 넓힐 수 있는 연구 방법을 모색할 필요가 있다.

#### (표 1) 연도별 진학률 및 취업률

| 연도   | 졸업자(만 명) | 진학자(만 명) | 취업자(만 명) | 진학 <del>률</del> (%) | 취업 <del>률</del> (%) |
|------|----------|----------|----------|---------------------|---------------------|
| 1999 | 149.5    | 99.6     | 32.2     | 66.6                | 21.5                |
| 2000 | 152.9    | 104      | 32.3     | 68                  | 21.1                |
| 2001 | 147.1    | 103.6    | 28.8     | 70.4                | 19.6                |
| 2002 | 134.1    | 99.5     | 22.9     | 74.2                | 17.1                |
| 2003 | 118.1    | 94.1     | 15.8     | 79.7                | 13.4                |
| 2004 | 117.7    | 95.7     | 13.2     | 81.3                | 11.2                |
| 2005 | 113.9    | 93.5     | 10.6     | 82.1                | 9.3                 |
| 2006 | 113.6    | 93.2     | 9.4      | 82                  | 8.3                 |
| 2007 | 114.3    | 94.6     | 7.1      | 82.8                | 6.2                 |
| 2008 | 116.4    | 97.5     | 6.7      | 83.8                | 5.8                 |
| 2009 | 115.3    | 94.4     | 5.7      | 81.9                | 4.9                 |
| 2010 | 126.7    | 100      | 6.8      | 78.9                | 5.4                 |
| 2011 | 129.7    | 94       | 8.2      | 72.5                | 6.3                 |
| 2012 | 127.3    | 90.8     | 10.6     | 71.3                | 8.3                 |
| 2013 | 126.2    | 89.3     | 11.1     | 70.8                | 8.8                 |
| 2014 | 126.6    | 89.8     | 12.3     | 70.9                | 9.7                 |
|      |          |          |          |                     |                     |

| 연도     | 졸업자(만 명) | 진학자(만 명) | 취업자(만 명) | 진학률(%) | 취업률(%) |
|--------|----------|----------|----------|--------|--------|
| 2015   | 123.1    | 87.1     | 12.3     | 70.8   | 10     |
| 2016   | 121.5    | 84.8     | 12.4     | 69.8   | 10.2   |
| 2017   | 116.7    | 80.4     | 12.6     | 68.9   | 10.8   |
| 2018   | 113.3    | 79       | 10.5     | 69.7   | 9.3    |
| 2019   | 113.7    | 80       | 8.3      | 70.4   | 7.3    |
| <br>전체 | 2617.9   | 1945     | 289.6    | 74.3   | 11.1   |

주: 출처: 한국교육개발원 교육통계서비스(kess,kedi,re,kr)

대졸자의 임금 프리미엄은 지역에 따라서도 상이할 수 있다. 한국의 경우, 서울-수도권 지역에 입학성적 기준 상위권 대학들이 밀집되어 있으며 우수한 학생이 수도권 소재 대학으로 집중되는 현상이 강화되어 왔다. 대학에서 얻을 수 있는 인적자본의 축적 정도가 상위권 대학에서 더 크다고 가정하면 상위권 대학의 졸업생일수록 첫 직장의 임금 프리미엄이 더 클 것으로예상할 수 있다. 어느 대학을 가든 인적자본의 축적 정도가 크게 다르지 않다고 하더라도 대졸자의 임금 프리미엄은 여전히 지역별로 상이하게 나타날 수 있다. 만약 대학 졸업자들이 출신 대학의 소재지에서 취업하는 것을 더 선호한다고 가정하면, 모든 특성이 동일한 대학을 졸업한 사람에 대해 양질의 일자리와 취업 기회 등이 풍부한 도시지역에서의 평균 임금수준이더 높을 수 있기 때문이다.

대졸자의 임금 프리미엄에 관한 국내외 연구는 다양하게 수행되어 왔다. 대부분의 연구는 임금수준에 대한 평균 처치효과(Average Treatement Effects)를 추정하고 있다. 그러나 최근에는 모수적, 분포적가정을 완화한 보다 일반적인 처치효과 추정법들이 활발하게 개발되었다. Imbens(2003)은 함수형태를 가정하지 않는 비모수적 방법을 통한 처치효과 분석방법을 제시하였으며, Rothe(2010)은 counterfactual distribution을 이용한 처치효과 분석방법을 제안하였다. Hirano, Imbens, and Ridder(2003), Maier(2011)등은 처치효과를 평균에서만 보지 않고, 전반적인 분포를 비교하는 형식인 분포 처치효과(Distributional Treatment Effects)방법을 제안하였다. 이에 본 연구에서는 한국교육고용패널 1차-12차 자료를 이용하여 모수적방법을 이용하여기존연구들의 강건성을 확인하며, 분포적 처치효과에 대해서는 확률적 지배관계 검정법(Stochastic Dominance test)을 통해 서울지역과 비서울지역 대졸자의 사회후생에 어떤 차이가 있는지를 검정한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제 II장에서는 대학의 임금 프리미엄에 대한 국내외 선행연구의 흐름을 요약한다. 제 III장에서는 본 연구에 사용된 자료와 변수들의 기초통계량을 제시한다. 제 IV장에서는 본 연구에 사용된 모형 및 분석방법에 대해 설명한다. 제 V장에서는 분석결과를 제시하고, 제 VI장에서는 추정한 모형의 강건성 분석을 제시한다. 마지막으로 제 VI장에서는 본 연구의 결론 및 연구의 한계점 및 앞으로의 확장 방향에 대해 논의한다.

## Ⅱ. 선행연구분석

대학의 임금 프리미엄에 대한 연구는 여러 방향으로 진행되어 왔다. 우선, 대학의 임금 프리 미엄에 대한 동태적인 연구는 대학의 임금 프리미엄이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하였는 지와 변화의 이유에 대해 분석한다. Murphy and Welch [1989]는 1979년부터 1986년까지 미국 의 대학의 임금 프리미엄이 급격히 증가한 것을 당시 숙련 노동자인 대학 졸업자들에 대한 노 동수요가 미숙련 노동자인 고졸 이하 학위자들에 대한 수요보다 더 크게 증가했기 때문이라고 설명하고 있다. 최근의 연구로 Ashworth and Ransom [2019]는 미국의 주요 가구 설문 조사 자료를 이용하여 대학의 임금 프리미엄을 추정한 결과 1978년 코호트의 대학의 임금 프리미엄 이 점점 완만해지고, 1980~1985년 코호트에서는 임금 프리미엄이 감소하고 있음을 보였다. 또 한, 1990년대 이후 많은 연구는 숙련 노동자인 대학 졸업자에 대한 노동수요 증가의 원인에 대해 분석하고 있다. 하나의 가설로는 무역 규모의 증가가 비숙련 노동자 대비 숙련 노동자에 대한 상대수요를 증가시켰다는 것이다. 그러나 Katz [2008]는 1980년부터 2006년까지 미국의 자료를 분석한 결과 무역 규모의 증가가 대학의 임금 프리미엄을 20% 이하로 설명력을 가진 다고 제시한다. 또 하나의 대표적인 가설은 '기술 편향적 기술 진보(skill-biased technological change)"로 인해 숙련 노동자에 대한 노동수요가 증가했다는 가설이다. 그러나 이 가설은 1980 년대까지 대학의 임금 프리미엄을 잘 설명해왔지만, 1990년대 이후로 고등학교 졸업자들과 일 부 대학 졸업자들의 임금 대비 고등학교 중퇴자들의 임금이 상승하는 현상을 적절히 설명하기 어렵다는 단점이 있다(Binder and Bound 2019). 이후 많은 연구자들이 이러한 현상을 설명하 기 위해 후속 연구를 진행하였다. 예를 들어, Autor, Katz, and Kearney [2006, 2008]는 1990년 대 이후 사용이 확산된 컴퓨터는 비숙련 노동자의 수동 업무(manual task)에 크게 영향을 미 치지 않았고, 이는 1990년대 이후의 대학의 임금 프리미엄에 대한 사실을 설명할 수 있다고 주장한다.

한편, 공간 변화(spatial variation)에 따른 대학의 임금 프리미엄 변화에 대한 연구도 진행되어 왔다. Chung, Clark, and Kim [2009]는 3중 차분법을 사용하여 미국에서 증가하고 있는 대학의 임금 프리미엄이 도시 지역과 비도시지역에서 차이가 있음을 보였다. Chung, Clark, and Kim [2009]는 대학의 임금 프리미엄이 비도시지역보다 도시 지역에서 큰 이유에 대해 몇 가지가설을 제시하는데, 그 중 하나는 기술 편향적 기술 진보가 도시를 중심으로 이루어졌다는 것이다. 예를 들어, 컴퓨터는 비숙련 노동자보다 숙련 노동자에 의해 효과적으로 사용될 수 있음과 동시에 비도시지역보다 도시지역에서 생산성 향상에 크게 기여하므로, 컴퓨터의 보급으로인한 대학의 임금 프리미엄 상승은 비도시지역보다 도시지역에서 크게 나타난다.

대학의 임금 프리미엄에 대한 국내 연구는 다음과 같다. 장수명 [2002]은 4년제 대학 및 전문대의 임금 프리미엄은 졸업정원제 이전에 입학한 그룹에서 각각 35~45%, 30~35%로 추정

되었으나, 졸업정원제 이후에 입학한 그룹에서는 각각 28~38%, 10%로 줄어들었음을 보였다. 이에 근거하여 장수명 [2002]은 향후 고교 재학생 수 감소로 전문대학이 위기를 맞을 것이며, 대학의 질이 임금에 미치는 영향은 일반적으로 크지 않으나 입학성적이 높은 소수 명문대학에 임금프리미엄이 집중되어 있음을 보였다. 김강호 [2009]는 근로자의 학력과 직업후련 참여가 임금에 미치는 효과를 분석하여, 4년제 대학 졸업자가 2-3년제 전문대학 졸업자에 비해 약 15.7%의 초기 임금 프리미엄이 있으며, 노동시장 진입 이후 직업훈련은 초기 임금을 높이는 영향을 주지만 고학력자와 저학력자에서 차이가 없음을 밝혔다. 이유진 and 김의준 [2016]은 한국교육고용패널 I 1~10차 자료를 활용하여 대졸자의 임금 프리미엄을 분석하였고, 대학진학 의 내생성 문제를 해결하기위해 Hausman-Taylor(1981)의 도구변수 추정법을 사용하였다. 분 석 결과 고졸자에 대한 4년제 대학교 졸업자의 임금 프리미엄은 약 12.1%로 추정되었다. 최근 의 연구로 임슬기 and 남성일 [2019]은 한국교육고용패널(KEEP)을 이용하고, 능력의 대리변수 로 수능 점수를 활용하여 대학의 임금 프리미엄을 추정하였다. 설명변수로 수능 점수를 추가 하는 경우 대학 졸업의 임금 프리미엄은 통계적 유의성을 상실한 것으로 나타난다. 반면, 대학 원 졸업은 수능 점수를 통제한 후에도 유의한 임금 프리미엄을 가지는 것으로 보인다. 임슬기 and 남성일 [2019]은 이러한 현상을 우리나라의 높은 대학진학률이 계속되면서 대학의 졸업에 기업에 주는 신호효과가 약해짐과 동시에 구직자들이 새로운 신호로 대학원 진학을 선택하는 것으로 해석한다. 한편, 임슬기 and 남성일 [2019]은 상위 대학 졸업자들이 다른 대학 졸업자 들과 비교해 10%대의 높은 임금 프리미엄을 가지는 것을 지적하며, 여전히 학벌이 노동시장에 서 중요한 신호로서 기능하고 있음을 밝힌다.

한국의 대학 소재지에 따른 임금 프리미엄에 대한 연구는 다음과 같다. Kim [2010]은 대졸자 직업이동 경로조사(GOMS)자료를 이용하여 출신대학 소재지가 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 서울 소재 대학교 졸업자는 비서울지역 대학교 졸업자에 비해 약16%정도 높은 임금을 받으며, 졸업자들의 수능 점수를 고려하면 5.2%정도로 낮아지는것으로 추정되었다. Park [2006]에서는 고학력자 직업이동 경로조사의 예비조사 자료를 이용하여 첫일자리의 임금소득 의 결정요인으로서 출신대학 소재지, 전공, 자격증 및 직업훈련등의 효과를 추정하였다. 추정 결과 법,상경계의 임금프리미엄이 26~29%로 전공 중에서 가장 높았으며, 대학 소재지의 경우 서울이 지방에 비해 약 7.4% 높은 것으로 추정되었다.

대학 소재지의 지역 프리미엄에 대한 연구는 대개 청년패널(YP), 대졸자직업이동경로조사 (GOMS)등의 자료를 이용하였는데, KEEP을 이용한 연구는 드물다. 본 연구는 Kim [2010]의 연구의 확장이라고 할 수 있다. Kim [2010]에서 다뤄지지 않은 대학소재지 결정에 있어서의 내생성 문제를 해결하고, 비모수적 방법으로 보다 심도있는 분석을 진행한다.

## Ⅲ. 분석대상 및 자료

## 1. 자료 및 분석대상

본 연구에서는 한국교육고용패널 I의 1~12차 자료를 이용하였다. 한국교육고용패널은 청년 층의 교육과 노동시장간의 관계 분석에 용이하게 설계되어, 장기적으로 대표성을 갖는 패널자료이다. 한국교육고용패널 I의 조사대상은 중학교 3학년 코호트 2000명, 고등학교 3학년 코호트 4000명으로 2004년 1차년도 조사가 시작되었고, 2015년에 12차 조사로 종료되었다. 한국교육고용패널은 학생의 가구정보, 학교정보, 수능점수, 대학생활 및 대학생활 성과, 졸업 후 직장에 대한 정보에 대한 패널데이터로 대학의 소재지가 개인의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하는데에 적합하다. 본 연구는 기본모형을 추정할 때 일반계 고등학교 3학년 및 전문계고등학교 3학년 코호트를 사용하여 분석하였다.

#### 2. 기초통계분석(Descriptive statistics)

본 절에서는 본 연구에서 사용된 변수들의 기초통계량을 제시한다. 본 연구에서는 노동시장의 성과를 측정하기 위해 졸업자 중 임금근로자의 첫 번째 직장의 월평균임금을 사용하였다. KEEP I 1차 ~ 12차에 서로 다른 학생의 수는 4000명이며, 각 학생이 반복적으로 자료에 나타나 모든 관측치의 수는 31,155개이다. 이 중 2~6년제 대학을 졸업한 후 첫 번째 일자리에 취업한 이후 첫 번째 일자리에서 소득이 발생한 서로 다른 학생의 수는 1,728명으로, 서로 다른 시점에서 총 관측치는 6,136개이다.

설명변수와 통제변수는 <표 2>과 같다. 먼저, 대학 소재지의 위치에 따라 더미변수를 생성하였다. 최종학력은 2~3년제 전문대 졸업, 4년제 대학 졸업의 두 가지로 구성되므로, 4년제 대학 더미변수를 설명변수로 추가한다. 개인 특성인 성별은 매 차수에서 조사되었고, 연령은 1차 년도의 가족 설문으로부터 조사하였는데, 연령정보가 누락된 26명의 79건의 자료는 분석에서 제외하였다. 졸업평균학점 변수는, 각 학생이 대학을 다니면서 얼마나 성실히 인적자본을 축적했는지를 측정하는 변수이다. 평점 만점이 각 학교마다 다를 수 있는 점을 반영하여 평균학점을 만점으로 나누어 표준화하였다. 졸업 후 일자리가 전공계열에 따라 달라지는 구조적인차이를 통제하기 위해 대학전공계열변수를 통제변수로 사용하였다. 수능표준점수 합계는 각학생의 대학 입학 전 능력 혹은 인적자본 축적 정도를 대리하는 변수로, 수능 언어, 수리, 외국어영역 및 선택과목 1,2의 표준점수 합계이다. 재수 등을 통해 입학한 경우 최종 입학학교의 입학년도의 수능점수를 사용하였다. 표준점수의 경우 2008년 수능에서는 별도로 공개하지 않아 해당연도에 입학한 학생에 대해서는 자료를 사용할 수 없다. 이러한 한계를 보완하기 위해 수등 등급 평균변수를 도입하였다. 유사하게, 수능등급 평균은 언어, 수리, 외국어영영 및

선택과목 1,2의 등급 평균으로 계산된다. 개인 및 가구의 특성을 반영하기 위한 통제변수로는 결혼상태, 자녀의 수, 동거자의 수, 어머니의 학력, 아버지의 학력변수를 통제하였다. 직장과 관련된 설명변수들은 다음과 같다. 근속년수는 첫 번째 임금근로자의 근무시작 연도와 각 차수에 해당되는 연도를 비교하여 계산하였다. 월평균임금은 근무시간에 비례하여 달라질 것이므로 주당근무시간 변수를 통제변수로 사용하였다. 그 이외에 직장과 관련된 특성을 통제하기위해 근무형태, 직장규모, 업종 및 직장의 소재지를 통제하였다. 제 V장의 분석에서는 각 통제변수들이 하나라도 missing인 경우 사용하지 않는 listwise deletion을 사용하였다.

## (표 2) 설명변수 및 가공방법

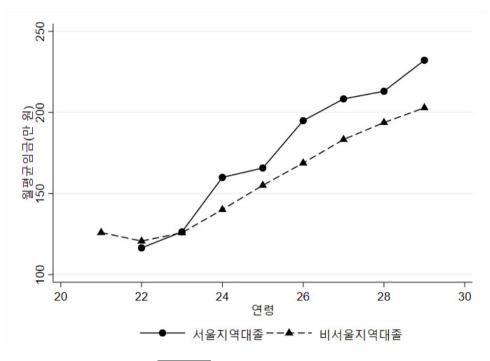
| <br>분류  | 설명변수          | 정의                                       |  |  |
|---------|---------------|--|--|--|
| 대학 소재지  | 대학소재지 더미-서울   | 대학 소재지가 서울이면 1, 아니면 0                    |  |  |
|         | 4~6년제 일반 대학   | 4~6년제 일반대학 졸업생이면 1, 2~3년제 전문대<br>졸업생이면 0 |  |  |
| 케이트서    | 성별            | 남성이면 0, 여성이면 1                           |  |  |
| 개인특성    | 연령, 연령의 제곱    | 1차년도 가구 설문지에 나타난 본인 연령                   |  |  |
| ᆔᅕᅡᆀ    | 전체평균학점        | 졸업학점을 백분위로 환산한 것                         |  |  |
| 대학생     | 전공계열          | 대학 전공 계열                                 |  |  |
| 그도장.제   | 수능 표준점수합계     | 언어, 수리, 외국어, 선택과목 1,2 표준점수 합계            |  |  |
| 고등학생    | 수능등급 평균       | 언어, 수리, 외국어, 선택과목 1,2 등급 평균              |  |  |
|         | 결혼상태          | 혼인상태 더미 1 = 기혼 / 2 =                     |  |  |
|         | 자녀의 수         | 자녀의 수                                    |  |  |
| 가구 및 가족 | 동거자의 수        | 같이 사는 사람의 수                              |  |  |
|         | 어머니의 학력       | 어머니의 학력 1= / 2=                          |  |  |
|         | 아버지의 학력       |  |  |  |
|         | 근속년수, 근속년수 제곱 | 연도 - 첫 번째 일자리 근무시작 시점                    |  |  |
|         | 주당근무시간        |  |  |  |
| 직장      | 정규직 여부        | 1 = 정규직 / 2 = 비정규직                       |  |  |
|         | 직장규모          | 1~49 / 50~99 / 100~299 / 300~            |  |  |
|         | 직장소재지         | 시도단위                                     |  |  |

<표 3>은 주요 연속변수들의 기초통계량을 나타내었다. 목적변수인 대졸자들의 월평균임금은 서울지역에서 약 189.8만 원, 비서울지역에서 약 172.2만 원 보다 약 17.6만 원(10.22%) 더 높다. 이는 다른 조건들을 통제하지 않으면 서울지역 대졸자의 대학 임금 프리미엄이 약 10.22% 임을 의미한다. 수능 표준점수 합계를 보면 서울지역에서 평균 318.16점으로 비서울지역 222.49점보다 약 95점이 더 높다. 이는 임금 격차를 설명하는데 대학 입학 전 학생의 능력 수준이추후 대학 졸업 후 임금 격차를 상당 부분 설명할 것임을 의미한다. 이외의 변수들은 서울지역과 비서울지역에서 유의한 차이를 보이지 않고 있다.

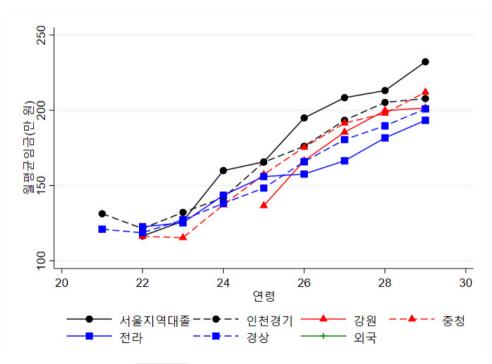
## (표 3) 주요 설명변수 기초 통계량

| 구분   | 변수         | 평균        | 표준편차      | 최소        | 중간        | 최대   |
|------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------|
|      | 월평균임금      | 174.9048  | 61.55284  | 18        | 170       | 1000 |
|      | 연령         | 26.33037  | 1.991448  | 19        | 27        | 30   |
|      | 졸업평점 백분위   | 0.8065616 | 0.0962105 | 0.2266667 | 0.8222222 | 1    |
|      | 수능 표준점수 합계 | 236.946   | 196.6317  | 0         | 318       | 539  |
| 전체   | 수능 등급 평균   | 4.922791  | 1.45432   | 1         | 5         | 8.8  |
| 겐세   | 자녀 수       | 0.0430392 | 0.22649   | 0         | 0         | 2    |
|      | 동거자 수      | 2.374369  | 1.374203  | 1         | 2         | 7    |
|      | 근속년수       | 2.544645  | 1.641018  | 0         | 2         | 12   |
|      | 주간 근무시간    | 47.45169  | 10.93273  | 2         | 45        | 156  |
|      | 정규직        | 0.8405412 | 0.3661476 | 0         | 1         | 1    |
|      | 월평균임금      | 189.8099  | 77.35709  | 18        | 180       | 650  |
|      | 연령         | 26.20447  | 2.029316  | 20        | 27        | 29   |
|      | 졸업평점 백분위   | 0.8053848 | 0.0939194 | 0.2666667 | 0.8222222 | 1    |
|      | 수능 표준점수 합계 | 318.1648  | 194.3357  | 0         | 401       | 539  |
| 21 O | 수능 등급 평균   | 4.068736  | 1.416939  | 1.2       | 4         | 7.4  |
| 서울   | 자녀 수       | 0.043131  | 0.232673  | 0         | 0         | 2    |
|      | 동거자 수      | 2.533546  | 1.386677  | 1         | 2         | 6    |
|      | 근속년수       | 2.4496    | 1.595598  | 1         | 2         | 11   |
|      | 주간 근무시간    | 46.09467  | 11.19184  | 2.17      | 45        | 100  |
|      | 정규직        | 0.8303716 | 0.3756096 | 0         | 1         | 1    |
|      | 월평균임금      | 172.2638  | 57.92232  | 20        | 165       | 1000 |
|      | 연령         | 26.35267  | 1.984122  | 19        | 27        | 30   |
|      | 졸업평점 백분위   | 0.8067702 | 0.0966224 | 0.2266667 | 0.8222222 | 1    |
|      | 수능 표준점수 합계 | 222.4983  | 193.5256  | 0         | 306       | 536  |
| 비서울  | 수능 등급 평균   | 5.115805  | 1.392159  | 1         | 5.2       | 8.8  |
|      | 자녀 수       | 0.0430229 | 0.2254105 | 0         | 0         | 2    |
|      | 동거자 수      | 2.346165  | 1.370251  | 1         | 2         | 7    |
|      | 근속년수       | 2.561473  | 1.648579  | 0         | 2         | 12   |
|      | 주간 근무시간    | 47.69179  | 10.87024  | 2         | 45        | 156  |
|      | 정규직        | 0.8423295 | 0.3644835 | 0         | 1         | 1    |

[그림 1]은 서울지역 대졸자와 비서울지역 대졸자의 연령별 월평균임금을 나타내었다. 본격적으로 취업을 시작하게 되는 20대 중반부터 서울지역 대졸자의 임금이 비서울지역 대졸자의임금보다 더 높아지는 것으로 나타난다. [그림 2]는 [그림 1]의 비서울지역을 세분화하여 그린것인데, 소재지 인천, 경기, 충청지역이 이외의 지방보다 서울지역과의 임금격차가 더 큰 것으로 나타난다.

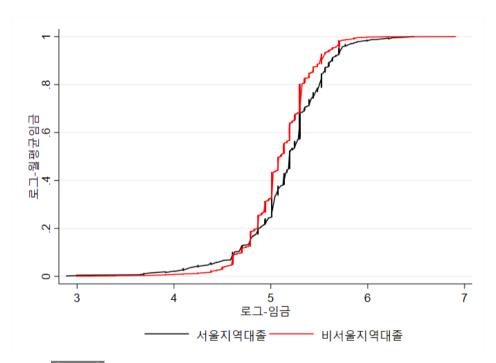


[그림 1] 연령별 월평균 임금



[그림 2] 연령별, 지역별 월평균 임금

[그림 3]은 서울지역과 비서울지역 임금의 경험적 분포함수(Empirical CDF)<sup>4)</sup>를 비교한 것이 다. 서울지역의 임금의 분포가 전반적으로 더 오른쪽에 있으나, 저소득 구간에서는 비서울지역 의 임금이 오히려 더 높다. 이는 평균적으로 서울지역 대졸자가 다른 지역 대졸자보다 더 높 은 임금을 받더라도, 서울지역에서 임금의 분포의 분사이 더 큰 것을 의미한다. 만약 다른 모 든 조건들을 통제한 상태에서 서울지역 대졸자의 임금이 비서울지역 대졸자의 임금에 대해 2 차 확률적 지배관계가 존재한다면 서울지역 대졸자들의 임금이 평균적으로 더 높더라도, 전반 적인 기대 후생수준은 더 낮을 수 있다. 이러한 관계를 확인하기 위해 V장에서는 확률적 지배 관계 검정을 시행하였다.



[그림 3] 서울, 비서울지역 대졸자의 로그-임금의 경험적 분포함수

그러나 이상의 결과들은 대학 소재지가 서울인지 여부 이외에 임금 결정에 영향을 줄 수 있 는 다른 많은 요인들을 통제하지 않은 단순 비교 결과이므로, 그 자체로서는 큰 의미가 없다. 예를들어, 임금 결정에 영향을 줄 수 있는 연령, 성별, 전공 등 개인적인 요인, 근속년수, 주당 근무시간, 회사의 업종 등 직장의 요인 및 부모의 교육수준 등 부모의 사회경제적 수준 등 여 러 다른 요인들도 서울지역 대학과 비서울지역 대학 졸업자의 임금을 비교할 때 상당히 다를 수 있으며 따라서 단순한 기술통계량 및 상관관계 분석으로는 순수한 서울지역의 대졸 임금 프리미엄을 추정하기 어렵다. 이에 다음 장에서는 모수적, 비모수적 방법을 이용하여 임금결정 에 영향을 미치는 제반 요인들을 체계적으로 통제한 후, 대학의 소재지가 서울인 경우의 효과 만을 추정한다.

4) 
$$\hat{F}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(X_i \le x)$$

## Ⅳ. 모형 및 분석방법

### 1. 회귀분석

대학의 임금 프리미엄을 추정하는 대부분의 연구에서는 기본모형으로 Mincer(1974)의 임금 결정방정식을 사용하고 있는데, 교육수준과 경력을 임금의 주요 결정요인으로 사용한다. 본 연구에서는 이 모형을 확장하여 다음과 같은 모형을 설정한다.

$$\ln\left(w_{i,t}\right) = \alpha_0 + \beta_s S + X_{i,t} \gamma + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

 $X_{i,t}$ 는 III장에서 소개한 각 개인의 특성, 개인의 직장 특성, 가구 특성을 포함한다. 모형 (1)을 일치적으로 추정하기 위해서는  $\varepsilon_{i,t}$ 이 각 설명변수와 상관관계가 없어야 한다. 그러나 개인의 관측 불가능한 요인이 설명변수와 상관관계를 갖는다면, 최소자승법을 사용하여 모형을 추정할 경우 편향(bias)이 발생하게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위해 패널 고정효과(fixed effects) 모형을 추가적으로 분석한다. 한편, 관측 불가능한 개인의 요인 이외에도 대학 소재지가 가질 수 있는 내생성 문제가 존재할 수 있다. 이에 본 연구에서는 Hausman-Taylor의 도구변수 추정법을 사용하여 내생성문제를 해결하고 각각의 경우를 비교한다.

#### 2. 확률적 지배관계 검정(Stochastic Dominance Test)

회귀분석은 종속변수의 조건부 평균을 추정하고 비교하는 방법이다. 종속변수의 전체적인 분포를 비교할 수 있다면 더욱 의미 있는 결과를 도출할 수 있다. 확률적 지배관계(Stochastic dominance)는 전체적인 분포를 비교하는 개념이며, 이를 통계적으로 검정하는 방법은 확률적 지배관계 검정(Stochastic dominance test)으로 알려져 있다. 두 확률변수  $X_1, X_2$ 의 분포함수 (Cumulative Distribution Function; CDF)를 각각  $F_1, F_2$ 라고 하면, 다음과 같은 관계가 성립할 때  $X_1$ 이  $X_2$ 를 1차 확률적 지배(1<sup>st</sup> order stochastic dominance)한다고 한다.

$$F_1(x) \le F_2(x) \quad \forall \ x \in \mathbb{R}$$
 (2)

이 관계는 또한, U를 단조증가함수의 class라고 할 때 다음과 같은 관계와 동치임이 알려져 있다.

$$Eu(X_1) \ge Eu(X_2) \quad \forall \ u \in U$$
 (3)

비슷하게, 2차 확률적 지배(2<sup>nd</sup> order stochastic dominance)는 다음과 같이 정의된다.

$$\int_{0}^{x} F_{1}(t)dt \leq \int_{0}^{x} F_{2}(t)dt \quad \forall x \in \mathbb{R}$$
(4)

2차 확률적 지배관계의 동치조건은,  $U_2$ 를 단조증가, 오목(concave)인 함수들의 class라고 할 때 다음과 같다.

$$Eu(X_1) \ge Eu(X_2) \quad \forall \ u \in U_2$$
 (5)

본 연구의 목적은 다른 모든 조건들이 동일할 때 서울지역과 비서울지역의 대학의 임금 격차를 추정하는 것이므로, 전체적인 분포를 비교할 때에도 여러 통제변수들을 통제해야한다. 이경우 사용할 수 있는 확률적 지배관계 검정법은 Linton, et al(2005)(이하 LMW)에서 제시되었다. LMW검정은 종속변수에 통제변수들을 통제한 후 얻은 잔차의 분포를 비교함으로써 통제변수들이 동일할 때 종속변수의 분포를 비교할 수 있는 방법이다.

월평균 임금을 w라고 하자. 다른 모든 조건들이 동일할 때 서울지역의 로그-임금의 분포함수를  $F_1$ , 비서울지역(혹은 비교대상 지역)의 분포함수를  $F_2$ 라고 하면 검정하고자 하는 설은 다음과 같다.

$$\begin{split} H_0: F_1(w) & \leq F_2(w) \qquad \forall \ w \in R \\ H_1: F_1(w) & > F_2(w) \qquad w \in R \end{split} \tag{6}$$

(6)의 귀무가설을 기각하면 비서울지역(비교대상지역)의 임금이 서울지역의 임금을 1차 확률적으로 지배하지 못한다는 것을 의미하며, 이는 다른 모든 조건들이 일정할 때 비서울지역의 후생수준이 서울지역의 후생수준보다 더 높지 못하다는 것을 의미한다.

(6)의 가설을 검정하기 위해 모형(1)을 먼저 추정한 후 잔차(residual)를 계산한다. 서울지역 대졸자의 잔차는  $r_1$ , 비서울지역(비교대상지역) 대졸자의 잔차는  $r_2$ 라고 하자. 검정 통계량은 다음과 같이 계산된다.

$$LMW = \sqrt{n} s u p_x \left[ \hat{F}_1(x) - \hat{F}_2(x) \right]$$
 (7)

여기서  $\hat{F_1}$ 과  $\hat{F_2}$ 는 각각 서울지역 대졸자의 잔차와 비서울지역(비교대상지역) 대졸자의 잔차의 경험적 CDF를 의미하며, 다음과 같이 계산된다.

$$\widehat{F}_{j}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(r_{j} \leq x)$$
(8)

본 연구에서는 (5)의 검정통계량의 임계값(critical value)을 구하는 방법으로 LMW(2005)에서 제시된 subsampling방법을 이용하였다.

## Ⅴ. 분석결과

#### 1. 회귀분석

<표 4>는 모형(1)에 대한 회귀분석 결과이다. (1)열은 최소자승법으로 모형 (1)을 추정한 것이고, (2)열은 (1)열에 대학 고정효과를 통제한 것이며, (3) 열은 Hausman-Taylor의 도구변수 모형으로 추정한 것이다. 분석 결과, 서울지역 소재 대학의 임금 프리미엄은 최소자승법을 이용한 경우 8.2%, 대학의 고정효과를 통제한 경우 13.7%, Hausman-Taylor의 도구변수 모형을 사용한 경우 27.9%로 추정되었다.

대학의 고정효과는 관측되지 않는 대학의 고유 특성들로, 각 대학의 입결, 위치, 교수진 등을 반영한다. 서울지역에 상위권 대학이 밀집해있는 경향을 볼 때, 이러한 대학의 고유 특징은 대학이 서울지역에 위치하는지 여부와 강한 상관관계를 가질 것으로 예측할 수 있으며, 따라서 대학의 고정효과를 통제하지 않은 모형에서는 서울지역 출신의 대졸 임금 프리미엄이 과소 추정되었을 것으로 예상할 수 있다.

Hausman-Taylor의 도구변수 추정모형은 패널 random effects에 외생변수들을 도구변수로 사용한 것인데, 서울지역더미, 일반대학 졸업더미, 전공을 내생변수로 두고, 이들 변수의 내생성을 해결하기 위한 모형이다. (3)열의 결과를 보면, 학교 고정효과를 통제했을 때 보다 서울지역 대학교의 임금 프리미엄이 더 높은 것으로 추정되었다. 이는 서울지역의 대학교를 졸업했는지의 여부가 학교의 고정효과 이외에도 관측되지 않은 직장, 가족의 고유 특성등의 요인들과도 상관관계를 갖기 때문이라고 생각할 수 있다.

# ⟨표 4⟩ 회귀분석 결과

|                   | (1)         | (2)         | (3)                    |  |
|-------------------|-------------|-------------|------------------------|--|
| 변수                | OLS         | 학교 고정효과 통제  | Hausman-Taylor<br>도구변수 |  |
|                   | 0.0820***   | 0.137**     | 0.279***               |  |
| 대학소재지더미 : 서울      | (4.515)     | (1.987)     | (2.729)                |  |
|                   | 6.53e-06    | 0.0470      | 0.00636                |  |
|                   | 0.0558***   | -0.0617*    | -0.0355                |  |
| 4~6년제 일반대학 졸업생 더미 | (3.809)     | (-1.851)    | (-0.444)               |  |
|                   | 0.000142    | 0.0642      | 0.657                  |  |
|                   | -0.0599***  | -0.0588***  | -0.0120                |  |
| 성별 : 여성           | (-3.926)    | (-3.346)    | (-0.367)               |  |
|                   | 8.81e-05    | 0.000830    | 0.713                  |  |
|                   | 0.320***    | 0.308***    | 0.322***               |  |
| 연령                | (4.291)     | (4.500)     | (4.786)                |  |
|                   | 1.83e-05    | 7.04e-06    | 1.70e-06               |  |
|                   | -0.00509*** | -0.00488*** | -0.00483***            |  |
| 연령2               | (-3.556)    | (-3.739)    | (-3.770)               |  |
|                   | 0.000381    | 0.000188    | 0.000163               |  |
|                   | 0.0939      | 0.146**     | 0.206*                 |  |
| 졸업평점(백분위)         | (1.453)     | (2.025)     | (1.950)                |  |
|                   | 0.146       | 0.0430      | 0.0511                 |  |
|                   | 0.000134*** | 1.69e-05    | 0.000179*              |  |
| 수능표준점수 합계         | (3.699)     | (0.416)     | (1.918)                |  |
|                   | 0.000220    | 0.678       | 0.0551                 |  |
|                   | 0.0502***   | 0.0488***   | 0.0282***              |  |
| 근속년수              | (4.457)     | (4.672)     | (2.920)                |  |
|                   | 8.57e-06    | 3.10e-06    | 0.00350                |  |
|                   | -0.00363*** | -0.00267*   | -0.00173               |  |
| 근속년수2             | (-2.606)    | (-1.947)    | (-1.607)               |  |
|                   | 0.00920     | 0.0517      | 0.108                  |  |
|                   | 0.00573***  | 0.00550***  | 0.00495***             |  |
| 주당 일한 시간          | (7.470)     | (8.457)     | (5.456)                |  |
|                   | 0           | 0           | 4.88e-08               |  |
|                   | 0.247***    | 0.231***    | 0.178***               |  |
| 정규직               | (11.53)     | (11.43)     | (-7.202)               |  |
|                   | 0           | 0           | 0                      |  |
|                   | -0.291      | -0.327      | -0.494                 |  |
| 상수항               | (-0.287)    | (-0.338)    | (-0.445)               |  |
|                   | 0.774       | 0.735       | 0.656                  |  |
| 관측치 수             | 3,550       | 3,548       | 3,540                  |  |
| R-squared         | 0.412       | 0.582       |                        |  |
| 자유도               | 3509        | 3210        |                        |  |
| Number of sid     |             |             | 1,043                  |  |

주: 괄호는 robust t-statistic을 계산한 것이며, \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 의미. (1)~(4) 는 모두 전공, 혼인상태, 자녀의 수, 동거자의 수, 부모의 교육수준, 직장의 크기, 직장 소재지를 통제하였다.

#### 2. 확률적 지배관계 검정

본 절에서는 확률적 지배관계 검정을 통해 서울지역 대학 졸업자의 임금이 비서울지역 대학 졸업자의 임금에 비해 확률적 지배관계(Stochastic domiance)를 갖는지 분석한다. 이하에서는 편의상 X가 Y를 1차 확률적으로 지배하는 경우 X FSD Y (first-order stochastic dominate), 2차 확률적으로 지배하는 경우 X SSD Y (Second-order stochastic dominate)라고 표현한다. 우선, 다음과 같이 가설들을 설정한다.

H1: 비서울지역의 임금수준 FSD 서울지역의 임금수준 H2: 비서울지역의 임금수준 SSD 서울지역의 임금수준

H1, H2는 비서울지역 대학 졸업자들의 임금분포가 서울지역의 대학졸업자들의 임금분포를 1차 및 2차 확률적으로 지배하는 것을 의미한다. 따라서 각 가설을 기각하면 서울지역의 임금분포보다 더 오른쪽에 위치하며, 비서울지역보다 서울지역에서 기대 후생수준이 더 높은 것을 의미한다.

추가적으로, 비서울지역을 보다 세분화화여 인천-경기지역, 광주, 부산, 대구, 울산, 대전, 강 원지역으로 나누어 다음의 귀무가설을 검정한다.

H3: 인천-경기지역 대졸자 임금수준 FSD 서울지역의 임금수준 H4: 광주지역 대졸자 임금수준 FSD 서울지역 대졸자 임금수준 H5: 부산지역 대졸자 임금수준 FSD 서울지역 대졸자 임금수준 H6: 대구지역 대졸자 임금수준 FSD 서울지역 대졸자 임금수준 H7: 울산지역 대졸자 임금수준 FSD 서울지역 대졸자 임금수준 H8: 대전지역 대졸자 임금수준 FSD 서울지역 대졸자 임금수준 H9: 강원지역 대졸자 임금수준 FSD 서울지역 대졸자 임금수준

H3~H9을 기각하면 해당 지역 대학 졸업자들의 임금분포가 서울지역 대학 졸업자들의 임금 분포보다 1차 확률적으로 지배하지 못하며, 따라서 해당 지역의 기대후생수준이 서울지역의 기대후생수준보다 더 낮을 것임을 시사한다.

< 표 5>는 LMW검정의 결과이다. 1절에서 추정한 회귀분석에 사용된 통제변수를 통제한 후 얻게 된 잔차로부터 H1부터 H8을 검정한 것이다. 1절 회귀분석의 결과와 부합하게 H1~H9은 모두 기각하는 것으로 나타났다. 이는 서울지역 대졸자의 임금이 비서울지역 대졸자의 임금보다 평균적으로 더 높을 뿐 아니라 분포적으로도 확률적 지배관계에 있음을 의미한다. 또한, 확



률적 지배관계의 동치조건을 통해 서울지역에서 대학을 졸업하면 비서울 지역에서 대학을 졸 업하는 경우보다 기대후생수준이 더 높을 것이다.

#### (표 5) 확률적 지배관계 검정결과

| 가설 | 비교              | LMW 통계량   | p값     |
|----|-----------------|-----------|--------|
| H1 | 서울/비서울, 1차 확률지배 | 3.4808*** | 0      |
| H2 | 서울/비서울, 2차 확률지배 | 1.5084*** | 0      |
| Н3 | 서울/인천경기         | 1.6787**  | 0.0461 |
| H4 | 서울/광주           | 2.7731*** | 0      |
| H5 | 서울/부산           | 3.8321*** | 0      |
| Н6 | 서울/울산           | 0.7043*** | 0      |
| H7 | 서울/대전           | 1.869*    | 0.0856 |
| Н8 | 서울/대구           | 2.2666*** | 0      |
| Н9 | 서울/강원           | 2.4056*** | 0      |

주: Grid 개수 = 100, Subsample size = 20,

## Ⅵ. 결론 및 함의

본 연구에서는 한국 교육고용패널(KEEP I) 의 1~12차 자료를 이용하여 서울지역 대학 졸 업자들의 대졸 임금 프리미엄에 대해 분석하였다. 분석 결과 서울지역 대학 졸업자들의 임금 은 비서울지역 대학 졸업자들의 임금에 비해 최소자승법으로 추정하면 8%, 대학 고정효과를 고려하면 14%, Hausman-Taylor의 도구변수 모형으로 추정하면 26% 더 높은 것으로 나타났 다. 또한, 조건부 확률적 지배검정(Conditional Stochastic Dominance Test)결과 비서울지역 대 학 졸업자의 임금분포가 서울지역 대학 졸업자의 임금을 1차 및 2차 확률적으로 지배하지 못 하는 것으로 나타나, 다른 모든 조건이 일정하더라도 서울지역에서 대학을 졸업하는 것이 더 높은 후생을 가져오는 것으로 나타났다. 이는 경제주체들이 오목형의 단조증가 효용함수를 가 질 때, 지역 간 임금격차의 완화는 기대후생수준의 격차를 완화시키는 효과가 있음을 의미한 다. 지역에 따른 대졸자의 임금 프리미엄은 다른 모든 조건이 동일하다고 할 때 각 대학의 소 재지의 신호효과에 기인한다고 할 수 있다. 이는 임금으로 측정된 교육의 수익을 제고하기 위 해서 비수도권 지방 대학들에 대한 지원 정책은 직접적인 지원보다는 기업이 학생들을 보다 잘 선별할 수 있게끔 정보의 불확실성을 완화해주는 방향이 효율적일 것임을 시사한다.

본 연구의 한계점은 무응답에 대한 처리를 별도로 하지 않고 listwise deletion을 한 것과, 확 률적 지배관계 검정에 있어 모수적 접근방법을 사용한 것이다. 이러한 문제점은 다음과 같이 개선될 수 있다. 우선, 무응답 자료에 대해 listwise deletion을 사용하는 대신 imputation을 하 는 방법이다. Rubin(1987)은 Multiple-imputation 방법 및 그것에 대한 유요한 통계적 추론방 법을 제시하였는데, 이러한 방법을 통해 무응답 자료를 활용할 수 있을 것이다. 또한, 본 연구에서는 서울지역과 비서울지역 대졸자의 임금분포를 비교하는데에 LMW(2005)의 확률적 지배관계 검정법을 사용하였고, 그 과정에서 모형(1)을 먼저 추정하고 나온 잔차를 이용하였다. 그러나 이러한 방법은 Rothe(2010)등에 의해 제시된 완전히 비모수적인 방법을 통해 conterfactual 분포에 대한 확률지배관계 검정을 하면 모형의 가정을 더욱 완화할 수 있을 것이다.

## 참고문헌 :

- J. Ashworth and T. Ransom. Has the college wage premium continued to rise? evidence from multiple us surveys. Economics of Education Review, 69:149 154, 2019.
- D. H. Autor, L. F. Katz, and M. S. Kearney. Trends in us wage inequality: Revising the revisionists. The Review of economics and statistics, 90(2):300 323, 2008.
- A. J. Binder and J. Bound. The declining labor market prospects of less-educated men. Journal of Economic Perspectives, 33(2):163 90, 2019.
- C. Chung, J. Clark, and B. Kim. Is the growing skill premium a purely metropolitan issue? Economics Letters, 102(2):73 75, 2009.
- H. David, L. F. Katz, and M. S. Kearney. The polarization of the us labor market. American economic review, 96(2):189 194, 2006.
- J. James. The college wage premium. Economic Commentary, (2012-10), 2012.
- L. F. Katz. Comment on trade and wages reconsidered. Brookings Papers on Economic Activity, pages 143 149, 2008.
- H. Kim. 지방대학 졸업자의 노동시장 성과와 지역별 교육격차 (analysis on the labor market performance of local university graduates and regional education gap). KDI Journal of Economic Policy, 32(2):55 92, 2010.
- O. Linton, E. Maasoumi, and Y.-J. Whang. Consistent testing for stochastic dominance under general sampling schemes. The Review of Economic Studies, 72(3):735 765, 2005.
- Mincer. Schooling, earnings and experience, 1974.
- Murphy and F. Welch. Wage premiums for college graduates: Recent growth and possible explanations. Educational Researcher, 18(4):17 26, 1989.
- L. Park. 고학력자의 임금효과에 관한 분석. 노동리뷰, 2006.
- 김강호. 학력과 직업훈련 참여가 임금에 미치는 효과. 농업교육과 인적자원개발, 41(3):123 151, 2009.
- 이유진, 김의준. 정년층의 대졸 임금 프리미엄 분석. 노동정책연구, 16(3):1 25, 2016.
- 장수명. 대학교육의 경제학. 노동정책연구, 2(1):47 79, 2002.

## Abstract

A study of college wage premium of metropolitan areas in Korea

Siwon Ryu, Suhyun Oh, Daeun Bae

This study examines the impact of university locations on the college wage premium by using data from the Korea Education Employment Panel (KEEP) to analyze

The effect of the treatment of college graduates in the Seoul area on the college wage premium is analyzed through the treatment group of university graduates in the Seoul area and the comparison group of university graduates in the Non-Seoul area to estimate the degree of difference in the college wage premium.

In addition to the parametric method which is used in previous studies such as regression, Stochastic dominance testing is used to compare the whole distribution of target variable.

Main results are as follows. The wages of university graduates in Seoul were 8%(OLS), 14%(college fixed effects), 26%(Hausan-Taylor's IV estimator) higher when all other conditions were constant compared to those of college graduates in Non-Seoul. In addition, results of stochastic dominance tests showed that the hypothesis that the distribution of wages for graduates of universities in Non-Seoul first and second order stochastically dominate to those of college graduates in Seoul are rejected. Hence, we can conclude that the expected utility of college graduates in Seoul are higher than those of college graduates in Non-Seoul

College wage premium for college graduates in different regions is due to the signal effect. This suggests that support policies for local universities would be more effective in a way that would ease information uncertainty to make companies screen students better, than direct support.

Key words: KEEP, college wage premium, capital, stochastic dominance