



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학박사 학위논문

교육정책에 관한 연구

2023년 8월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

이지영

교육정책에 관한 연구

지도교수 이 정 민

이 논문을 경제학박사 학위논문으로 제출함
2023년 7월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
이 지 영

이지영의 박사학위논문을 인준함
2023년 7월

위원장 이 철 인 (인)

부위원장 이 정 민 (인)

위원 최 승 주 (인)

위원 박 윤 수 (인)

위원 김 태 훈 (인)

국문초록

본 논문은 한국의 교육정책의 효과에 관해 연구하였다. 학급규모 감축이 인과적 효과와 새로운 형태의 직업교육기관이 지역 학생들의 진로선택에 미치는 영향을 고찰하였다.

1장에서는 학급규모 감소가 학교성별구성에 따라 중학교 3학년 학생의 성적에 미친 영향에 대해 고찰한다. 분석 결과 학급규모가 줄어들면 국어성적이 향상하였다. 남녀공학 학생들에게 이러한 긍정적인 효과가 존재하였으며, 특히 남학생들에게서 효과가 두드러지게 확인되었다. 분위에 따른 분석을 통해 국어는 모든 학생에게, 수학과 영어는 중하위권에 위치한 학생들에게 학급규모 감축의 긍정적인 효과를 확인하였다. 비학업적 성과로 학급규모가 줄어들 때 학생당 상담기회가 증가하였다. 나아가 본 연구의 결과는 학급규모의 효과가 학생들의 특징에 따라 달라질 수 있다는 이론적 논의에 대한 실증적인 증거로 제시할 수 있다.

2장에서는 마이스터고 도입이 중·고등학생의 진로선택에 미친 직·간접적인 영향을 고찰하였다. 한국 정부는 청년실업과 직업교육에 존재하는 문제를 해결하기 위해 마이스터고등학교를 2010년부터 도입하여 단계적으로 확대하였다. 마이스터고 도입이후 마이스터고를 선택하지 않은 중학생의 인문계고로의 진학은 감소하였고, 전문계고로의 진학은 증가하였다. 이는 정책 목적과 부합한다. 또한, 마이스터고 졸업생의 대학진학률은 대폭 감소하였고, 인문계고의 대학진학자는 감소하였다. 전문계고의 대학진학자는 증가, 취업률은 감소하였다. 그래서 마이스터고 도입은 직업교육을 받는 마

이스터고와 전문계고 졸업생의 대학진학률을 0.42%p 감소시켰으며, 이는 정책 목적과 부합한다. 그러나 전문계고의 대학진학자와 무직자 증가, 취업자 감소는 의도하지 않은 결과이다. 정부의 의도대로 전문계고로 진학한 학생들을 취업으로 이어지게 하기 위해서는 마이스터고로 전환되지 않은 전문계고에도 개혁이 필요하다는 것을 시사한다.

주요어 : 학급규모, 학교성별구성, 이질적 효과, 직업교육, 마이스터고, 진학선택

학 번 : 2020-36940

목 차

제 1 장 남녀공학과 학급규모의 학업성적 효과	1
제 1 절 서론	1
제 2 절 선행연구	5
제 3 절 자료	8
제 4 절 추정방법	13
1. 추정방법	13
2. 학생과 교사의 배정방식에 대한 논의	17
제 5 절 결과	20
1. 학급규모 효과	20
2. 이질적 효과	25
3. 강건성 검증	29
4. 분위에 따른 효과	33
5. 비 학업적 성과	36
제 6 절 결론	39
참고문헌	41
부 록	45
제 2 장 직업교육 개혁이 진로결정에 미친 직접적인 효과와 파급효과: 마이스터고등학교를 중심으로	70
제 1 절 서론	70
제 2 절 배경과 가설	76
1. 마이스터고 정책의 시행	76
2. 마이스터고가 진로 선택에 미친 영향의 가능성 있는 경로	79

제 3 절 자료와 추정방법	84
1. 자료	84
2. 추정방법	87
3. 추정방법의 유의사항	90
제 4 절 결과	92
1. 중학생에게 미친 파급효과	92
2. 마이스터고의 전환효과	95
3. 고등학생에게 미친 파급효과	97
4. 강건성 검증	102
제 5 절 결론	105
참고문헌	107
부 록	110

Abstract in English	129
---------------------------	-----

표 목 차

[표 1-1] 기초통계표	10
[표 1-2] 학급규모가 학업성적에 미치는 영향(OLS, FE) ·	10
[표 1-3] 도구변수: 1단계 추정결과	10
[표 1-4] 학급규모가 학업성적에 미치는 영향(FE-IV)	10
[표 1-5] 학급규모가 학업성적에 미치는 이질적 효과	10
[표 1-6] 강건성 검증 결과	10
[표 1-7] 학급규모가 비학업적 성과에 미치는 영향	10
[부표 1-1] 도구변수와 특목·자사고 진학비율 간의 관계 ·	10
[부표 1-2] 남녀공학 학생의 응답	10
[부표 1-3] 남녀공학-여학생의 응답	10
[부표 1-4] 남녀공학 교사의 응답	10
[부표 1-5] 기존 문헌에서 보고한 학급규모 효과	10
[부표 1-6] 비용-혜택 분석	10
[부표 1-7] 중학교와 중학생 수의 비교	10
[부표 1-8] 학급수가 같은 기간에 따른 학생과 학교 수의 비중	10
[부표 1-9] 로그학급규모가 학업성적에 미치는 영향(FE-IV)	10
[부표 1-10] 학생 성별과 학교성별구성에 따른 학급규모 효과의	10
차이 검증	10
[부표 1-11] 지역과 학교성별구성에 따른 학급규모 효과의 차이	10
검증	10
[부표 1-12] 학생 성별, 지역, 학교성별구성에 따른 학급규모 효과	10
의 차이 검증	10
[부표 1-13] 남녀공학 분위회귀분석 결과	10

[부표 1-14] 단성학교 분위회귀분석 결과	10
[표 2-1] 기초통계표	20
[표 2-2] 마이스터고 도입이 고등학교 진학결정에 미친 영향 20	
[표 2-3] 마이스터고로의 전환효과	20
[표 2-4] 마이스터고 도입이 대학교 진학결정에 미친 파급효과 20	
[표 2-5] 강건성 검증 결과: 중학교	20
[표 2-6] 강건성 검증 결과: 고등학교	20
[부표 2-1] 마이스터고 도입 이전 진학률의 사전추세 검증 20	
[부표 2-2] 거리에 따른 마이스터고의 영향	20
[부표 2-3] 중학생의 고등학교 계열 선택에 미친 영향 분해 20	
[부표 2-4] 대학교 진학선택에 미친 파급효과 분해	20
[부표 2-5] 전문계고 취업선택에 미친 파급효과 분해	20
[부표 2-6] 중학생의 고등학교 계열 선택에 미친 영향 분해: 다른 경우	20
[부표 2-7] 마이스터고 선정평가 기준	20
[부표 2-8] 연도별 시도 광역 수준의 지역별 마이스터고 수 20	
[부표 2-9] 마이스터고의 지역과 학군	20

그림 목 차

[그림 1-1] 학급규모 분포	10
[그림 1-2] 도구변수와 학급규모간의 관계	10
[그림 1-3] 분위에 따른 효과	10
[부도 1-1] p에 따른 학급규모 감소효과	10
[부도 1-2] 평균학급규모와 출생아 수의 변화	10
[부도 1-3] 분위에 따른 효과: 남학생	10
[부도 1-4] 분위에 따른 효과: 여학생	10
[그림 2-1] 대학진학률	35
[그림 2-2] 마이스터고가 도입된 연도	35
[그림 2-3] 마이스터고 도입이 고등학교 진학결정에 미친 영향 35	
[그림 2-4] 마이스터고로의 전환효과	35
[그림 2-5] 마이스터고의 도입이 대학교 진학결정에 미친 파급효 과	35
[부도 2-1] 거리에 따른 마이스터고의 영향	35
[부도 2-2] 한국의 지역과 학군	35
[부도 2-3] 중학교 때의 성적에 따른 대학진학가능성과 효용 35	
[부도 2-4] 전문계고와 마이스터고의 학교FE 분포 비교 ..	35

제 1 장 남녀공학과 학급규모의 학업성적 효과

제 1 절 서론

교육투자함수에서 학급규모는 다른 학교 투입물의 효과를 희석하지 않기 위해 반드시 고려해야 하는 중요한 요소이다. 가령 교습방식이 뛰어난 교사의 영향과 생활 태도와 성적이 좋은 학생의 긍정적인 영향은 학급규모가 큰 경우 희석될 수 있다. 이러한 중요성 때문에 많은 나라의 정부에서 학급규모 감축(Class Size Reduction, CSR) 정책에 주목하였다. 그러나 시행하기에는 비용이 크기 때문에 CSR 효과를 정확하게 측정하는 것에 대한 논의가 경제학자, 교육자 그리고 정책입안자들 사이에서 오랫동안 지속되었다. 미국의 경우에는 2000년대 경제학자인 Krueger(1999; 2003)와 Hanushek(2000) 사이에서 CSR 효과와 이를 측정하는 방법에 대해 논쟁이 있었다. 또한 RCT와 같은 현장실험을 통해 CSR 효과를 정확히 측정하고자 하는 노력이 있었다. 미국의 여러 주, 이스라엘, 스웨덴 등 대부분의 국가에서는 학급규모에 상한선을 부여하는 정책을 시행하였고, 경제학자들은 이러한 외생적인 정책 변화를 활용하여 CSR 효과를 측정하였다.

Lazear(2001)에 따르면 학급규모는 학생들이 한 학급에서 공유하는 공공재의 한 종류로 볼 수 있으며, 이는 학생들이 학습을 통해 얻을 수 있는 가치에 영향을 미친다. 즉, 학급규모가 증가하게 되면 혼잡효과가 발생하여 학생들이 배울 수 있는 가치에 부정적인 영향을 줄 수 있다.¹⁾ 이러한 부정적인 외부효과가 발생하지 않게 하기 위해서는 최적학급규모에 대해 고민하는 것은 중요할 것이다. 가령, 앞 문단에서 제시한 학급규모에 부여한 상한선이 최적이라면 부정적인 외부효과가 발생할 가능성이

1) 가령 한 학생이 집중을 못 해서 많은 학생이 아는 내용을 질문하게 되는 경우 학생들이 수업 시간에 배울 수 있는 가치를 감소시킬 수 있다.

낮지만, 최적규모가 아니라면 그 정책으로 인해 문제가 발생할 수 있다. Lazear(2001)은 해당 연구의 식(1a)를 통해 제시하는 학급규모를 결정하는 여러 요소 중에서 학생이 수업을 방해하지 않을 확률인 p 의 변화에 집중하여 학급규모 감소효과를 이론적으로 고찰하고 있다. 학급을 구성하는 학생들의 p 가 낮을수록 CSR의 긍정적인 효과는 크다는 결과를 이론적으로 제시하고 있다. 이는 같은 나라 그리고 같은 학교급의 학생들을 대상으로 같은 방법론을 활용하여 CSR 효과를 추정하여도 CSR 정책 시행 이전의 상황에 따라 CSR 효과가 다르게 측정될 수 있다는 것을 함의한다. 가령 학생들이 방해하지 않을 가능성이 크다면 CSR의 효과는 작을 것으로 예상할 수 있다.

본 연구는 우선 CSR의 전반적인 효과를 점검하고 한국 중학교의 학교성별구성에 따른 CSR효과에 이질적인 효과를 고찰하였다. 본고는 부록 2에 제시한 증거를 토대로 남녀공학 중학생들의 p 가 단성학교의 p 에 비해 낮다고 가정한다. Lazear(2001)은 학급규모가 감소함에 따라 학생 1명이 얻을 수 있는 혜택을 나타내는 식(1a)과 학교의 이윤을 나타내는 식(1)을 제시한다. 이를 p 에 따라 그린 그래프로 나타내었고 [부도1-1]의 (가)와 (나)에 각각 제시한다.²⁾ 같은 크기의 학급규모 감소로 인한 혜택과 이윤은 p 가 낮은 경우에 더 크다는 것을 [부도 1-1]을 통해 확인할 수 있다. 따라서 앞서 설정한 p 에 따른 가정에 따라 단성학교에 비해 남녀공학 학생에게 미치는 학급규모의 긍정적인 영향이 클 것이다.

이러한 학급규모 감축 효과는 학급규모가 감소할때 학급구성원 간의 관계에 변화가 발생하기 때문일 것이다. 가령, 학급규모가 작아지게 되면 교사가 학생 개인에게 투자하는 관심 정도가 증가하여 수업의 집중도를 높여줄 수 있거나 학생들 간의 교류가 활발해져 긍정적인 동료효과를 확산할 수 있다. 이러한 학급구성원 간의 관계에 영향을 미치는 또 다른 요소는 학생들의 성별과 같은 지표로 결정할 수 있는 학교구성원의 동질

2) Lazear(2001)처럼 학생들의 p 가 낮을수록 CSR의 긍정적인 효과가 크다는 것은 p 가 낮은 경우에 최적학급규모가 더 작다는 것을 의미한다. [부도 1-1]의 (나)와 같이 $p=0.92$ 인 경우의 최적학급규모는 11명으로 계산되는 반면, $p=0.99$ 인 경우의 최적학급규모는 25명으로 계산되며 이를 통해 Lazear(2001)에서 제시한 이론을 확인할 수 있다.

성이 있다. Lee, Turner, Woo, and Kim(2014)와 Jackson(2021)는 학생의 성별이 동질적인 단성학교에서 교사가 교습 및 상담 방법을 한 가지 성별에 특화할 수 있어 수업 또는 학교가 효율적으로 운영된다는 연구 결과를 보고하였다. 학생들 간의 관계는 다른 성별의 학생으로부터 방해를 받을 수도 있으며 성 정체성을 형성하는 데에 어려움을 겪을 수 있다 (Lee, Turner, Woo, and Kim, 2014). 이러한 관점에서 학급규모 효과가 학교구성원의 동질성으로 인한 효과와 어떻게 상호작용하는지 고찰하는 것은 흥미로울 것이다. 나아가 CSR 정책은 개인단위가 아닌 학교 및 지역별로 시행되는 정책이기 때문에 학교 특징에 따라 CSR의 효과를 고찰하는 것은 정책적으로 중요할 것이다. 학급규모 문헌에서 남녀공학과 단성학교에 따라 CSR 효과를 연구한 문헌은 없는 것으로 확인된다.

한국 교육의 제도적인 특징은 두 효과의 상호작용을 연구하는 데에 이점으로 작용할 수 있다. 이질적인 효과를 확인할 때 주의해야 할 점은 학생 개인이 선택할 수 없는 외생적인 요소에 의해 그룹이 구분되어야 한다는 것이다. 예컨대 학생 성별은 학생 개인이 더 높은 성적을 받기 위해, 의도적으로 선택할 수 없어 성별에 따른 CSR의 이질적인 효과를 고찰하는 것은 적절하다고 할 수 있다. 기존 연구에서 성별, 인종, 부모의 소득 등과 같은 개인적인 특징에 따라 이질적인 효과를 살펴본 이유도 이러한 특징들은 개인이 성적을 높이기 위해 내생적으로 선택할 수 없기 때문일 것이다. 한국 초등학생의 중학교 배정방식은 학생들이 개인의 선호에 따라 남녀공학 또는 단성학교를 선택하기 어렵게 한다. 한국의 초등학교 졸업생은 거주지의 학군 내 중학교에 무작위로 배정된다 (4.2절 참고). 이는 자기선택으로 인한 편의가 발생할 가능성을 낮춘다. 단성학교가 성적에 미치는 영향을 연구한 문헌들도 한국 자료의 이러한 장점을 활용하여 연구하였다(Park et al., 2018; Sohn, 2016; Dustman et al., 2018; Choi et al., 2014; Lee, Niederle and Kang, 2014). 단성학교 문헌에서도 단성학교와 남녀공학에 따른 학급규모 효과를 살펴본 문헌은 없는 것으로 보인다.

분석 결과 학급규모가 평균 32.49명 중 1명 감소할 때, 국어성적이

0.003SD 증가하였다. 예상한 바와 같이 학급규모의 긍정적인 영향은 남녀공학 학생들에게서 두드러지게 확인되었다. 분위회귀분석을 통해 학급 규모 감소의 긍정적인 효과는 전 분위의 국어성적에 그리고 중하위권의 수학과 영어성적에서 확인되었다. 이 효과는 대부분 남학생에게서 기인하는 것으로 확인되었지만, 중하위권의 남녀공학 여학생에게서도 CSR의 긍정적인 효과가 확인되었다. 단성학교의 경우, 중하위권 여학생들의 국어성적에만 긍정적인 효과가 확인되었다. 본고의 실증분석은 p가 낮은 학생들의 CSR 효과가 크다는 Lazear(2001)의 이론을 지지한다. 또한 비학업적 성과로는 학급규모가 감소하면서 학생 1인당 상담횟수가 증가하였다.

본고는 다음과 같이 구성된다. 2절과 3절에서는 선행연구와 자료를 소개하고 4절에서는 추정방법을 소개한다. 5절에서는 이질적 효과, 분포적 효과 등의 결과를 제시하며, 6절에서는 결론을 맺는다.

제 2 절 선행연구

학급규모 감축 효과는 분석하는 배경에 따라 다르다. 기존 문헌들을 종합적으로 분석하는 메타분석은 CSR이 성적에 긍정적인 영향을 미치지 않지만, 영향의 크기는 크지 않다는 결과를 보고한다(Smith and Glass, 1979; McGiverin et al., 1989; Robinson and Wittebols, 1986; Shin and Chung, 2009; Krueger, 2003). 영향이 없다고 보고하는 메타분석 결과도 존재한다(Hanushek, 1997). 그러나 이는 전반적인 결과이며, 구체적으로 이 영향은 분석하는 나라와 학년 그리고 분석 방법에 따라 다르다. 학급규모가 인지적 능력에 미치는 영향을 살펴보기 위해 기존 문헌들은 RCT와 같은 현장실험을 하거나 CSR 정책 또는 다른 외생적인 충격으로 발생한 학급규모 변화를 연구에 활용하였으며, 대부분의 연구는 초등학생 또는 유치원생을 대상으로 분석하였다. 학급규모 실험 중 잘 알려진 실험은 미국 테네시주에서 유치원생을 대상으로 진행한 'Project STAR'이다. 해당 실험에서 표본 이탈 또는 자기 선택으로 인해 발생한 편의를 고려한 이후, 소규모 학급의 영향을 추정한 결과 일반 규모 학급에 있는 학생들보다 소규모 학급에 있는 학생들이 더 높은 성적을 받는 것으로 확인되었다(Krueger, 1999). 대부분의 연구는 CSR 정책을 활용하였다. 이스라엘(Angrist and Lavy, 1999), 볼리비아(Urquiola, 2006), 스웨덴(Fredriksson et al., 2013), 칠레(Sapelli and Illanes, 2016) 그리고 미국 캘리포니아 주(Jepsen and Rivkin, 2009; Sims, 2009)에서는 CSR이 학업에 미치는 긍정적인 영향이 확인되었다. 반면 한국의 고등학교(Han and Ryu, 2017)를 대상으로 한 연구에서는 유의미한 효과를 확인할 수 없었다. 학급규모의 변화를 인구의 외생적인 변화를 통해 식별하여 미국 코네티컷 초등학생을 살펴본 Hoxby(2000a)는 학급규모 감소가 학업성적에 별다른 영향을 미치지 않는다는 것을 확인하였다. 방법론과 분석하는 국가가 Hoxby(2000a)과 동일하지만 미네소타주를 분석한 Cho et al.(2012)는 학급규모 감소가 성적을 높이는 것으로 확인하였다. 특히 같은 방법론을 활용하였음에도 분석 대상이 달라져 다른 결과를 보고한

Hoxby(2000a)와 Cho et al.(2012)의 결과를 통해 학생들의 환경에 따라 CSR 효과가 달라질 수 있다는 것을 알 수 있다.

학교 투입물 중 특히, 학급규모 정책은 상당한 비용이 들기 때문에 시행된다면 상대적으로 큰 효과를 낼 수 있는 학교나 학생들을 대상으로 시행하는 것이 효율적일 것이다. Lazear(2001)에서 제시한 것과 같이 수업을 방해하거나 문제를 일으킬 가능성이 큰 학생이 많은 경우에 상대적으로 큰 효과를 낼 수 있을 것이다. 따라서 이러한 특징을 지닌 학생이나 학교를 파악할 필요가 있다. CSR의 이질적인 효과를 분석한 기존 연구는 많지 않다. 일부 연구에서는 학생들의 성별, 인종, 거주지역, 가구소득에 따라 CSR의 이질적 효과를 살펴보았다. Chetty et al.(2011)은 유치원과 초등학교 때 소규모 학급을 경험한 흑인 학생들이 대학 시험 또는 소득과 같은 장기적인 효과에서 긍정적인 영향을 받았다고 보고하였다. Krueger(1999)는 CSR은 여학생에 비해 남학생이, 백인 및 아시아계 학생에 비해 흑인학생이, 무료로 급식을 먹는 학생, 저소득층이 주로 거주하는 도시(inner-city)의 학생들에게 긍정적인 효과가 있다고 보고하였으나 비교 그룹과의 차이에 대해 통계적 유의성을 제시하지 않았다. Fredriksson et al.(2013)은 CSR이 학업 성적에 미치는 영향은 성별에 따라 그리고 성격에 미치는 영향은 부모의 소득에 따라 유의미한 차이가 존재하는 것으로 보고하였다. Cho et al.(2012)는 성별, 인종, 가구소득에 따라 영향의 차이를 살펴보았지만 유의미한 차이를 발견할 수 없었고 계수의 차이가 크지 않았다. 종합하면 개인 특징에 따른 CSR의 이질적인 효과는 대부분 통계적으로 유의미한 차이가 발견되지 않았다. 학급규모 감축 효과 문헌에서 학급규모와 학교성별구성 간의 상호작용을 고찰한 논문은 없는 것으로 확인되었다. 본 논문은 단성학교, 혼성학교와 같이 학교성별구성에 따른 CSR의 이질적인 효과를 고찰하고 Lazear(2001)의 주장을 뒷받침하는 실증 증거를 제시하며 문헌에 기여한다.

한국에서 학급규모가 성적에 미친 인과적인 효과를 고찰한 연구는 Han and Ryu(2017)가 유일하다. 그들은 고등학생을 대상으로 CSR 정책 효과를 분석하였는데 그 영향은 미미하며 통계적으로 유의미하지 않다고

보고하였다. 본고는 Han and Ryu(2017)와 다른 방법을 활용하여 중학교 3학년을 대상으로 한 CSR은 특정 과목에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 확인하였다.³⁾

3) Lazear(2001)은 학년이 낮을수록 수업을 방해하지 않을 확률인 p 가 낮아지기 때문에 학급규모가 작아야 한다고 주장한다. 따라서 학년이 낮을수록 CSR의 효과가 크다는 결과를 제시하였다.

제 3 절 자료

본 연구는 행정자료인 2013~16년 학생 수준의 국가 학업성취도평가(National Assessment of Educational Achievement, NAEA)와 2011~18년 중학교 3학년의 학교 기본 정보를 활용하였다. 두 자료 모두 에듀데이터(EduData Service System, EDSS)를 통해 제공받았다. 자료는 시도 수준과 학교의 국공립 여부를 활용하여 층화추출 되었다. 이는 한국의 모든 중학교와 중학생의 약 75%를 포함하였다.⁴⁾ 학생 수준의 학업성취도평가 점수자료는 학교 ID, 시험 성적과 성별만을 포함한다. 본 연구는 중학생 전체를 대상으로 진행된 성취도 평가 점수가 연속 변수 형태로 제공되는 2013~16년을 연구 기간으로 설정하였다.⁵⁾

중등교육을 받는 학생 중 학업성취도평가는 중학교 3학년, 고등학교 2학년을 대상으로 진행된다. 이들 중 학교나 학교에 대한 선택편의를 줄이기 위해 중학교 3학년만을 연구에 활용하였다. 한국의 무작위 배정 제도는 초등학생들을 대부분의 중학교에 거주지 학군 내에서 무작위로 배정한다. 반면 중학생들은 일반계고에 진학할 때 학군 내에서 무작위로 배정되며, 전문계고는 주로 광역시 단위로 학생을 선발한다.⁶⁾ 고등학교 진학 시 희망하는 학교에 지원 또는 진학할 가능성이 중학교 진학할 때

4) [부표 1-7]에는 EDSS에서 추출을 통해 제공받은 중학생 수와 중학교 수 그리고 한국 교육통계서비스(KESS)에서 확인한 중학생과 중학교 수를 제시하여 비교한다.

5) 학업성취도평가가 시작된 이래로 NAEA는 1998~2003년 동안은 일부 학생들만 추출하여 시험을 진행하였고, 2009~16년은 전수를 대상으로, 2017년부터는 다시 일부만을 표집하여 시험을 진행하고 있다. NAEA는 2009년 시험 성적부터 제공받을 수 있고 2009~12년 시험성적은 범주형 변수로 제공되고 2013년 이후 부터는 연속변수 형태로 제공받을 수 있다. 그러나 본고는 중학생 전체가 시험에 응시하고 성적이 연속변수로 제공되는 시기인 2013~16년 자료를 활용하였다. 연속 변수는 범주형 변수에 비해 학급규모감축 효과 가능성뿐 아니라 그 크기까지 측정할 수 있다는 장점이 있기 때문이다.

6) 무작위 배정 정책은 일부 사립중학교를 제외한 중학교와 서울시를 제외한 지역의 인문계고등학교에만 적용된다. 서울시는 2010년부터 시행되는 고교선택제로 고등학교 진학시 학생들 개인의 선호가 반영될 가능성이 이전에 비해 높아졌다. 특수목적고등학교의 경우에는 전국단위 모집으로 학생들이 지원해서 입학한다. 여전히 학생과 학부모는 학군을 선택할 수 있다. 학부모는 좋은 학교가 존재하는 학군으로 이사를 하여 원하는 학교에 배정받을 확률을 높일 수 있다. 관련된 내용은 첫 번째와 두 번째 강건성 검증에서 다룬다.

비해 높다는 것을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 중학생을 연구에 활용한다.

학교 기본자료는 학교 ID, 학교에 근무하는 전체 교사 수, 학년별 학생 수, 학년별 학급 수 등의 정보를 포함한다. 그러나 학업성취도 평가점수와 학교 이름, 국공립 및 사립과 같은 학교 유형, 학교의 위치 등과 같이 학교를 정확히 식별할 수 있는 정보들은 함께 제공되지 않는다. 본 연구는 학교 ID를 활용하여 2013~16년 학교 기본정보를 성취도 평가 점수와 결합하여 활용한다.⁷⁾ 학급규모는 중학교 3학년 전교생 수를 학급수로 나눈 평균 학급규모로 계산하였다. 즉, 학생들이 중학교 3학년 때 경험한 학급규모는 평균 학급규모와 동일한 것이다. 평균 학급규모와 학생 개인이 경험한 학급규모는 다음의 이유로 유사하다고 할 수 있다. 학교 내 학급 간 학급규모는 유사하기 때문이다. 우선 경기중단연구 자료를 통해 학급 간 학급규모는 다르지 않다는 결과를 확인할 수 있었다.⁸⁾ 또한 학교에서는 학급 간 규모와 성적이 유사하도록 학생들을 반에 배정한다.⁹⁾ 추가적으로 중학교는 선택과목이 없어 고등학생들처럼 선택과목에 따라 반이 결정되는 경우가 드물다.

[표 1-1]은 학급규모의 중간값인 33.25명을 기준으로 이를 초과하는 학급과 그렇지 않은 학급으로 나누어 요약통계를 제시한다. 평균 학급규모는 32.49명이며 2013년 33.75명에서 2016년 30.54명으로 감소하였다. [그림 1-1]을 통해서 시각적으로 확인할 수 있다. 특히 2015년에서 2016년 사이에 학급규모가 다른 연도에 비해 크게 하락한 것은 이 시기의 중

7) 제공 받은 학교 개수는 2,518개로 4년 동안 모두 관측된다. 그러나 [부표 1-7]에서와 같이 매년 관측되는 학교의 수에는 차이가 있다. EDSS는 분석에 활용될 학교들을 층화추출방법을 통해 뽑고 각 학교의 학생들을 무작위로 추출하는 방식으로 자료를 추출하였다. 그 과정에서 학생이 추출되지 않은 학교들이 있는 것으로 보인다.

8) 2012년에 조사된 경기교육중단연구 1차년도 자료를 통해 확인하였다. 해당자료는 63개의 중학교가 표집되었고, 1개 학교 당 2개 학급이 표집되었다. 표집된 학급은 전수 조사를 하였다. 이 자료는 한국에서 조사되는 교육자료 중, 유일하게 표집된 학급을 전수조사 하는 자료로 학급규모를 정확하게 확인할 수 있었다. 큰 학급은 작은 학급에 비해 평균 1.64명이 많았으나 유의미하게 다르지 않았다.

9) 중학교에서 학생들을 배정할 때 일반적으로 성적순으로 배정하는 것으로 알려져 있다. 가령 A ~ E반이 있을 때, A에는 1등, B반에는 2등, C반에는 3등, ... 이렇게 순서대로 배정 후 A ~ E반에 1에서 5의 숫자를 임의배정하여 학생들의 반이 결정된다.

[표 1-1] 기초통계표

변수	(1) 전체		(3) 중간값 이하 학급규모		(5) 중간값 이상 학급규모	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
학생 특징						
성적						
국어(SD)	0	1	-0.05	0.99	0.05	1
상위 20% 비율(%)			17.42	37.93	21.7	41.22
하위 20% 비율(%)			21.16	40.84	19.28	39.45
수학(SD)	0	1	-0.06	0.99	0.06	1.01
상위 20% 비율(%)			16.95	37.52	22.8	41.95
하위 20% 비율(%)			21.18	40.86	18.98	39.22
영어(SD)	0	1	-0.08	0.97	0.08	1.02
상위 20% 비율(%)			15.93	36.6	23.71	42.53
하위 20% 비율(%)			20.71	40.52	19.66	39.74
여학생(%)	47.98	49.96	47.92	49.96	48.03	49.96
학교 특징						
학급규모(명)	32.49	4.3	29.37	3.8	35.64	1.68
2013	33.75	4.07	29.87	3.79	36.1	1.81
2014	33.02	4.08	29.67	3.85	35.6	1.63
2015	32.36	4.14	29.55	3.76	35.4	1.63
2016	30.54	4.3	28.68	3.72	34.99	1.2
혼성학교(%)	70.3	45.7	65.98	47.38	74.64	43.51
학생수	1,765,005		885,754		879,251	

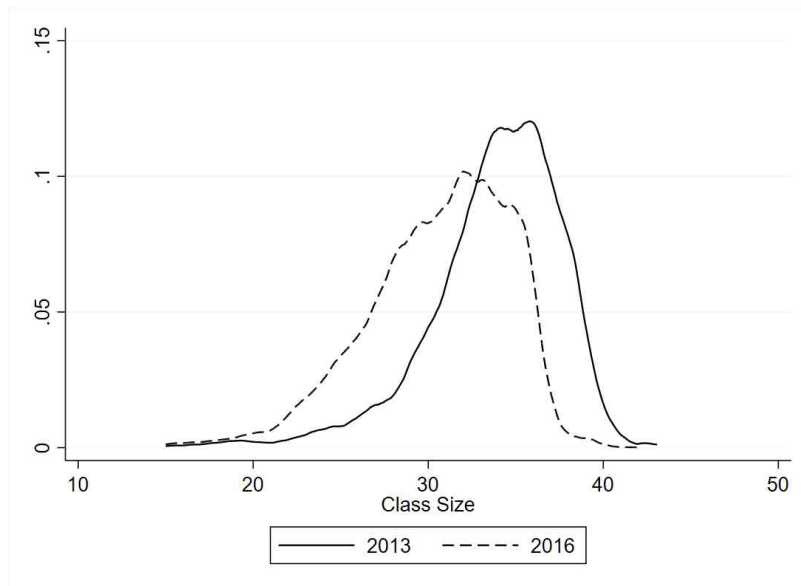
주: 학급규모의 중간값은 32.25명임

학교 3학년이 태어났을 시기인 2000년에서 2001년 사이에 출생아 수가 급감했기 때문일 것이다. 연도별 학급규모와 출생아 수를 그래프로 그린 [부도 1-2]를 통해 확인할 수 있으며, 다른 연도의 학급규모 변화 추이도 출생아 수와 유사하게 움직이는 것이 확인된다.

본 연구에서 활용하는 성적은 국어, 수학, 영어 점수이며, 이는 연도별 학교별 비교가 가능하도록 평균은 0 표준오차는 1로 표준화하여 활용하

였다.¹⁰⁾ [표 1-1]은 각 과목의 상위 20% 비율과 하위 20% 비율을 제시한다. 모든 과목에 공통적으로 학급규모가 중간값 이하인 경우 하위 20% 비율이 더 높고, 학급규모가 중간값 보다 큰 경우는 상위 20% 비율이 더 높다. 즉, 학급규모가 클수록 시험 성적이 높은 것이다. 이는 상관관계만을 의미하기 때문에 누락변수와 자기선택으로 인해 발생한 편의를 제거하기 위해 학급규모와 학생들의 성적에 동시에 미치는 관측불가능한 요소와 관측가능한 요소(Angrist and Lavy, 1999)를 통제할 필요가 있다.¹¹⁾

[그림 1-1] 학급규모 분포(2013-16)



관측불가능한 요소에는 부모의 자녀에 대한 관심과 열정을 예로 들

10) NAEA를 통해서 국어, 영어, 수학, 사회, 과학 5개 과목에 대한 정보를 제공 받을 수 있다. 그러나 사회와 과학은 2013년부터 중학교를 표집하여 시험을 진행하였고, 연속 변수에 해당하는 점수를 제공하지 않아 연구에 활용할 수 없었다. 또한, 본고에서 활용한 세 과목은 일반적으로 중학생과 학부모들이 관심 있는 과목으로 연구 결과가 흥미로울 것으로 예상된다.

11) Angrist and Lavy(1999)에서도 OLS 추정결과 학급규모가 줄어들수록 성적이 떨어지는 것으로 확인되었다. 그러나 학교의 평균 사회경제적인 수준과 관계된 변수의 통제는 계수의 방향을 반대로 추정하게 하였다. 즉, 학급규모가 줄어들면 성적은 높아지는 것으로 추정되었다.

수 있다. 자녀의 학업에 관심이 많은 부모는 학업분위기가 형성되어 있고 실력 높은 교사가 있는 좋은 학교에 자녀를 진학시키고 싶을 것이다. 이를 위해 의도적으로 학군을 바꿔 좋은 학교에 갈 수 있는 확률을 높일 수 있다. 만일 이러한 노력을 하는 부모의 자녀가 성적이 높거나 낮다면, 학급규모 효과는 각각의 경우 과대평가 되거나 과소평가 될 것이다. 또한 교육감이나 중앙정부 공무원들의 학교투입물에 대한 결정도 내생적인 편의를 강화하거나 완화 시킬 수 있다. 가령, 성적이 좋은 학생들의 수요가 높은 학군에 중앙정부가 이러한 수요를 고려하여 지원금을 늘릴 수 있다. 지원금을 받은 지자체는 질 좋은 학교에 지원금을 늘리고, 학교는 학급규모를 감축하거나 질 좋은 교사를 채용하는 등 학교투입물을 증가 시킬 것이다. 이런 경우 상향편의가 발생할 수 있다. 또는 만일 정부에서 교육의 평등을 위해 낙후된 지역을 지원해 주고, 지자체에서는 이를 학교의 질을 높이는 데 사용한다면 하향편의가 발생할 수 있다. 한편, 관측 가능한 요소에는 가구의 사회경제적인 수준이 있으며, 이는 학업성과 양의 상관관계를 가지는 경향이 있다. Woessmann(2016)의 [표 3]은 한국 학생의 학업성취도는 가족 배경과 가장 높은 연관이 있는 것으로 보고한다.¹²⁾ 또 다른 요소로는 교사의 학력 및 경력, 학교 고유의 교육 프로그램 시행 등이 있다. 학생수준에서 활용한 통제변수는 학생 성별이며, 전체 학생의 47%가 여학생이었다.¹³⁾

12) 학생수준에서 가족배경에 대한 자료는 가용할 수 없어 통제할 수 없었다. 다음절에서 설명할 예정이지만, 학교 FE를 통해 학생들의 평균적인 사회경제적인 수준을 통제하였다(Woessmann, 2016)

13) 연도별로 변하는 학생 수준의 자료를 통제하고자 하였으나, 학생수준에서 확인할 수 있는 변수는 성별밖에 없었다. 그러나 연구 기간이 다소 짧기 때문에 통제할 필요가 있는 연도별로 변하는 변수의 변화는 크지않을 것으로 예상되며, 학교 FE를 통해 그 추이는 통제했다고 볼 수 있다.

제 4 절 추정방법

4.1 추정방법

학급규모가 중학생의 학업성적에 미치는 영향은 식(1)을 활용하여 추정된다. 본 연구는 코호트 간 학교 내 학급규모 변화를 활용한다. 즉, 무작위적인 요소 때문에 한 코호트가 다른 코호트보다 평균 학급규모가 크거나 작은 상황을 제외하고 같은 학교에 다니는 학생들은 유사한 특징을 지니고 있으며 비슷한 환경에 노출된 것으로 본다. 식(1)에서 관심 변수는 β_1 이며, 이는 학급규모(C_{jt})가 학생들의 학업성적(A_{ijt})에 미치는 영향을 의미한다.

$$A_{ijt} = \beta_1 C_{jt} + I_t + I_{jc} + \beta_2 S_{ijt} + \eta_{ijt} \quad (1)$$

여기서 하첨차 i, j, t 와 c 는 각각 학생, 학교, 연도 그리고 학급수를 의미한다. A_{ijt} 는 학생 i 의 표준화된 국어, 수학, 그리고 영어 점수를 포함한다. C_{jt} 는 각 학교 j 의 평균학급규모를 의미한다. I_t 는 연도 고정효과(FE)를 통제하기 위한 변수이다. 코호트 간 비교이기 때문에 I_t 를 통해 코호트 고정효과를 통제한다.

학교-학급수 FE인 I_{jc} 는 학교 더미와 학급 수 더미를 곱하여 생성하였다. 이는 오랜 시간 동안 결정된 학생들의 평균적인 사회경제적인 수준과 학교 고유의 교육정책과 같은 시간에 따라 변하지 않는 학교 특징이 학업성적에 미치는 영향을 통제한다(Woesmann, 2016). 이 변수는 학교의 학급 수가 바뀌면 그에 따라 다른 학교로 취급하도록 만들고 학급 규모와 학생등록 수의 관계를 양의 관계로 유지하게 한다.¹⁴⁾ 가령, 한 해

14) 연구 기간으로 설정한 4년 동안 학급수가 동일한 학교수는 39.7%이며 학생수는 22.2%이다. 주로 작은 학교에서 4년 동안 학급수를 동일하게 유지했다는 것을 알 수 있다. 학급수가 같은 기간에 따른 학생과 학교의 비중은 [부표 1-8]에 제시한다. 매년 학급수를 변경한 경우에는 학교-학급수 FE에 의해 고려되지 않는다.

에 15명의 학생이 등록하였고 학급수가 3개로 평균 학급규모는 5명인 경우를 생각해 보겠다. 다음 해에 등록한 학생 수가 9명으로 줄었을 때, 학교가 이에 반응하여 학급수를 한 개로 줄일 수 있다. 결국 학급규모는 9명으로 이전에 비해 오히려 늘어나게 된다. 즉, 등록학생 수는 줄었지만 학급수가 줄어들어 학급규모는 오히려 늘어날 수 있다. 만일 이 경우 학급수를 줄이지 않고 3개로 유지했다면 학급규모도 등록생 수가 줄어드는 모습과 동일하게 5명에서 3명으로 줄어들었을 것이다. 반대의 경우도 가능하다. 본 연구에서는 학교-학급수 더미변수를 통해 등록학생 수와 학급규모가 양의 관계를 갖는 경우만 연구에 활용한다. 이는 등록학생 수의 임의적인 변화를 학급규모의 도구변수로 활용할 수 있게 한다. 또한 일반적인 학교FE와 같이 학교의 변하지 않는 특징들을 통제한다. S_{ijt} 는 학생의 성별을 나타내는 더미변수로 여학생들이 일반적으로 남학생들보다 더 뛰어난 학업 성과를 보이는 것을 고려하기 위해 사용된다.¹⁵⁾

학급규모 효과를 계산하기 위해 우선 학생 전체를 대상으로 식(1)을 추정하고, 이후 남녀공학과 단성학교로 각각 나누어 분석한다. 그리고 이를 학생 성별과 학교가 위치한 지역에 따른 이질적 효과를 추가로 확인해 본다. 마지막으로 분위회귀분석을 통해 평균회귀분석 결과와 어떤 차이가 있는지 확인해보고자 한다. 분위회귀분석은 남녀공학과 단성학교로 나뉘어서 살펴보고 학생들의 성별에 따라 나누어 분석한다. 단성학교 추정시 S_{ijt} 가 학교-학급수 FE와 공선성을 갖기 때문에 성별 변수는 제외하고 분석한다. 각 계수의 표준오차는 학교별로 군집화하여 계산한다.

본 연구는 자료 부분에서 논의한 자기선택으로 인해 발생한 편의를 해결하기 위해 Hoxby(2000a)에서 활용한 도구변수 방법론을 활용한다. Hoxby(2000a)에서는 ‘등록학생수’를 활용하여 학급규모와 직접적으로 연관되지만 앞절에서 설명한 관측 불가능한 요소들과는 연관되지 않은 도구변수를 계산한다. 우선, 식(2)와 같이 t 연도에 학교 j 에 실제 등록된 학생수(E_{jt})는 오랜 시간에 걸쳐 결정된 부분(\tilde{E}_{jt})과 무작위로 결정된 부

15) 이외에 자료의 한계로 교사 경력과 같은 학생들 개인이 경험한 교사의 특징이나 학생 수준에서의 다른 변수들은 통제할 수 없었다.

분(u_{jt})으로 나눌 수 있다. 오랜 시간에 걸쳐 결정된 부분, \tilde{E}_{jt} ,은 학교 시설물의 질과 같은 관측가능한 요소와 학교의 학업 분위기, 학교의 명성 등과 같이 관측불가능한 요소에 의해 결정될 것이다.

$$\log(E_{jt}) = \log(\tilde{E}_{jt}) + \log(u_{jt}) \quad (2)$$

식(2)에서 미리 결정된 등록학생수인 $\log(\tilde{E}_{jt})$ 는 오랜시간에 걸쳐 결정된다. 가령 장기간의 특정 학군 및 학교의 등록학생 수를 참고하면 올해 신규등록생 수를 예상할 수 있을 것이다. 다시 말해 오랜 시간에 걸쳐 결정된 등록학생수는 예상가능한 수준의 등록학생 수를 의미한다고도 볼 수 있다. 이러한 이유로 Hoxby(2000a)은 $\log(\tilde{E}_{jt})$ 를 실제 등록학생수(E_{jt})의 시간에 따른 추세로 표현하기 위해 식(3)과 같이 학교FE와 시간 추세로 근사하였다.

$$\log(\tilde{E}_{jt}) = \alpha_{0j} + \alpha_{1j}t \quad (3)$$

식(3)를 식(2)에 대입한 식을 2011~18년의 학교 기본정보 자료를 활용하여 각 학교에 대해 추정한다. 각 학교에 대해 7~8년의 학교 자료만 존재하여 식(3)에서는 선형추세($n=1$)를 가정한다.¹⁶⁾ 식(2)을 통해 추정된 잔차 $\log(\widehat{u}_{jt})$ 는 평균학급규모(C_{jt})와 연관이 있지만 시험성과 연관이 있는 관측불가능한 요소(η_{ijt})와는 독립적이다. 여기서 잔차는 지역의 출생아 수의 급격한 변화, 폐교, 급격하게 증가한 학교 간 전출입 등과 같은 외생적인 충격으로 인해 등록학생 수의 추세에서 벗어나 무작위적으로 결정된 등록학생 수를 의미하기 때문이다. 가령, 특정 지역의 출생아 수는 감소하는 추세였으나 특정 해에 자녀의 학업을 이유로 이주하지 않은 사람들에 의해 출생아 수가 갑자기 증가하였다면 잔차는 추세에서 벗어

16) 제곱, 세제곱 시간추세를 활용하여도 주요 결과는 유사하였으며, 이는 강건성 검증에서 다룬다.

난 변화이다.

이런 경우 외생적인 충격은 학급규모 이외의 성적과 관계된 다른 요소들은 변화시키지 않고 학생들의 학업에 영향을 미치게 된다. 가령, 비도시지역의 인구 감소로 그 지역에 있는 두 개의 학교의 등록학생수가 줄어들고 있을 때 한 학교가 폐교되어 그 다른 학교로 통합되는 경우를 생각해볼 수 있다. 이 경우 남은 학교를 대상으로 추정된 잔차($\log(\widehat{u}_{jt})$)는 감소하고 있는 등록학생 수의 추세를 벗어나 폐교로 인해 갑자기 유입된 등록학생 수를 의미한다. 여기서 임의로 변한 부분이 학급규모 이외의 성적과 관계된 관측 가능한 요소인 가족 배경 등과 관측 불가능한 요소인 학업 능력, 학업에 대한 열정 등과 같은 기존 학생들의 특징들을 변화시키지 않는다면 유효한(valid) 도구변수를 얻을 수 있다.¹⁷⁾ 두 학교 모두 비도시지역에 있었으며 등록학생 수가 하락추세에 있었기 때문에 기존 학생들과 통합된 학생들의 그러한 특징들은 유사할 것으로 예상된다. 따라서 통합된 학생들은 기존 학생들의 성적과 관계된 특징을 직접적으로 변화시키지 않으면서 학급규모의 변화를 통해서만 성적을 변화시키게 되는 것이다. 따라서 도구변수의 변화에 의해서만 변하는 학급규모의 변화는 성적에 영향을 미치는 유일한 경로로 볼 수 있는 것이다.

잔차 계산 후, 식(4)를 활용하여 평균학급규모의 예측치를 추정한다. 추정된 평균학급규모의 예측치는 식(1)의 관측된 평균학급규모 대신 사용될 것이다.

$$C_{jt} = \delta_1 \log(\widehat{u}_{jt}) + I_t + I_{jc} + \delta_2 S_{ijt} + \nu_{ijt} \quad (4)$$

17) 만일 잔차가 성적 향상을 위한 전학과 같은 내생적인 이유 때문에 발생한 경우라면 도구변수가 유효하지 않을 수 있다. 우선 부록 1에 도구변수와 이러한 학교별 연도별 변하는 변수 중 내생적인 이유와 연관 있는 변수와 연관이 없다는 것을 제시한다. 유의한 연관성이 없다는 결과에 따라 도구변수로 인해 내생적 편의가 발생할 가능성은 낮다는 것을 확인하였다. 즉, 본고의 도구변수는 유효할 가능성이 높다. 한편, Hoxby(2000a)에서는 이러한 내생적 편의를 해결하기 위해 학생들이 거주하고 있는 지역의 5세 인구수를 도구변수로 활용하였다. 그러나 본고의 자료는 학교의 정확한 주소와 학업성취도점수는 함께 제공해주지 않아 같은 방법을 진행하지 못하였다. 부록 1에 제시한 방법을 통해 도구변수의 유효성을 간접적으로 확인할 수 있었지만 이와 관련한 추가 검증을 강건성 검증 부분에서 제시한다.

자료 부분에서 평균학급규모와 개인의 학급규모가 유사할 수 있다는 것을 설명하였지만 여전히 평균학급규모는 측정오차를 내포할 수 있다. 측정오차로 인해 발생할 수 있는 편의는 본고의 추정방법인 도구변수를 활용하여 해결할 수 있었다. 다음 절에서는 세 가지 방법을 활용하여 결과를 보고한다. I_{jc} 가 없는 최소자승법(OLS)과 I_{jc} 를 포함한 학교-학급수FE 그리고 도구변수(FE-IV)를 활용한 결과를 차례로 보고한다.

4.2 학생과 교사의 배정방식에 대해 논의

본 소절에서는 한국에서 학생과 교사를 학교 또는 학급에 배정하는 방법에 대해 논의한다. 첫 번째로 모든 초등학생은 일부 사립중학교를 제외하고 거주지 기준의 학군 내에 존재하는 중학교에 무작위로 배정된다.¹⁸⁾ 단성학교가 학업성적에 미친 영향을 살펴본 논문은 한국의 이러한 무작위 배정제도를 활용하였다(Park et al. 2018; Sohn, 2016; Dustman et al., 2018; Lee, Niederle and Kang, 2014). 특히 Lee, Niederle and Kang(2014)은 무작위 배정제도를 통해 2011~12년 남녀공학과 단성학교로 배정된 중학생들의 가족 배경의 특징에 차이가 없다는 분석 결과를 Table S1에 제시하였다.

두 번째로 한국의 교사급여제도와 교사순환근무제는 각 학교 교사의 질을 평균적으로 유사하게 만들고 교사들의 의도적인 노력이 미미할 것으로 보인다.¹⁹⁾ Woessman and West(2006)에 따르면 교사들의 급여가

18) 약 1970년부터, 학군 내 무작위 배정 정책이 시작되었다. 1996년부터 무작위 배정정책은 학생들이 학군 내 학교들을 대상으로 표시한 선호를 반영하여 배정하는 것으로 완화되었다. 그러나 학생들은 주로 집과의 거리를 기준으로 선호를 표시하였다(한국경제60년사, 2010, pp446~447). 따라서 배정된 학교가 학생들의 성적과 크게 연관이 없을 것으로 보인다. 또한 무작위 배정이 아닌 시험을 통해 입학하는 중학교는 국제중학교로 한국에는 4개가 존재한다. 본 연구에서는 학교 유형을 구분할 수 없어 이 학교들을 제외시키지 못하였다.

19) Krueger(1999)는 Project STAR 실험에서 교사들이 의도적으로 과도하게 노력하여 학생들의 성적을 높이려는 모습을 보고한다. CSR을 현장실험을 통해 진행한 경우, 실험이라는 것을 알고 있는 교사는 의도적으로 행동을 바꿀 수 있다. 소규모 학급이 정착화 되기를 바라는 교사는 좋은 성과를 내려고 의도적으로 노력하여 소규모 학

높은 학교의 경우 학급규모 효과가 발견되지 않는다고 한다. 또한 Lazear(2001)이 최적 학급규모를 계산하는 모델을 활용해 진행한 비교정태분석을 통해서도 균형에서 교사의 임금이 낮으면 학급규모가 작아야 한다고 제시한다. 즉, 높은 급여는 교사에게 교습 기술을 높여 학급규모가 큰 상황에서도 학생들의 성적을 높이게 하거나 학생들을 열정적으로 관리하게 할 수 있는 유인으로 작용하는 것이다. 따라서 교사의 영향을 고정하는 것이 CSR의 효과를 추정할 때 중요할 것이다.

본 연구는 학교별 교사와 관련된 정보가 없어 직접적으로 통제하지는 못하였지만, 교사와 관련된 한국의 몇 가지 제도로 인해 교사의 영향이 학급규모에 따라 변하지 않게 하였을 것으로 보인다. 한국 교사 급여는 대부분 교사의 경력에 의해 결정되고 성과에 따라 결정되는 부분은 매우 적어 추가적인 노력에 대한 유인이 낮다.²⁰⁾ 또한 한국 공립학교의 교사들은 시도수준의 교육청 감독하에 시도수준에서 5년에 한 번씩 다른 학교에 무작위로 배정된다. 이는 경력이 높거나 교습 기술이 특별히 좋은 교사가 특정 학교에 배정될 가능성을 낮추어 교사들의 영향을 최소화할 수 있다. 또한 이 제도는 교사들이 재직하는 학교에 대한 애정과 책임감 형성을 방해할 수 있어 학급규모가 줄어도 교사들의 추가적인 노력의 가능성을 낮출 것이다.

세 번째로 교사가 학교 내에서 학년과 반에 배정되는 방식은 교사가 내생적으로 배정됨으로써 발생할 수 있는 문제를 최소화할 것으로 보인다.²¹⁾ 교장은 능력 좋은 교사를 학급규모가 큰 학급에 의도적으로 배정하여 큰 학급규모가 학생들의 성적에 미치는 부정적 영향을 최소화할 수 있다. 이런 경우가 존재한다면 본 연구에서 추정된 결과는 교사의 영향으로 CSR의 긍정적인 영향이 일부 상쇄된 최소추정치가 될 것이다. 그러나 한국의 담임 교사들은 매년 여러 인사지표를 고려하여 우선 특정

급의 성적이 높게 나오는 경우가 있다. 또는 큰 규모학급에 배정받은 교사는 본인의 능력을 인정받기 위해 노력하여 큰 학급규모임에도 좋은 성적이 나온다고 한다.

20) Dustmann et al.(2018)은 한국의 사립중학교도 교사의 급여에 재량권이 거의 없는 것으로 보고한다.

21) Barrett and Toma(2013)는 교장이 큰 규모의 학급에 실력이 좋은 교사를 임의로 배치하여 학교의 평균 수준을 유지하였다.

학년에 배정된 이후 학급은 무작위로 배정되기 때문에 앞서 우려하는 교사의 내생적인 배치로 인해 발생하는 왜곡을 최소화할 수 있다. 한국의 PISA자료를 분석한 Kang(2007)에서도 교과목 교사의 성별, 학력, 경력, 교사와 반 학생들과의 성별 일치도 등은 교과목 교사가 들어가는 반 학생들의 특징과 관계가 없는 것으로 보고하였다. 따라서 한국에서 학급규모는 교사를 학급에 배정하는데 고려하는 요소가 아니라는 것을 알 수 있다.

제 5 절 결과

5.1 학급규모 효과

OLS와 FE의 결과는 [표 1-2]에 제시한다. (1), (3), (5)열에 보고된 OLS결과는 평균학급규모가 32.49명에서 1명 감소할 때, 국어, 수학, 영어 성적이 각각 0.015SD, 0.023SD, 0.026SD 유의미하게 증가하였다. [표 1-1]에서 확인한 바와 같이 학급규모가 클수록 성적이 높다. 추정된 결과는 학급규모의 차이만을 반영하는 것이 아니라 학급규모가 큰 학생들과 그렇지 않은 학생들 간의 차이가 혼재되어있다. 학교-학급수 FE를 포함한 경우의 학급규모 효과는 (2), (4), (6)열에 제시한다. 추정치가 음으로 바뀌었으며, 국어성적과 수학성적에 미친 영향은 각각 5%와 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 영어성적에는 유의한 영향이 없었다. 입학한 학생들의 평균적인 사회경제적인 특징과 같은 시간에 따라 거의 변하지 않는 학교 고유의 특징으로 인한 영향을 제거하면서 OLS 추정에 포함된 상향편의를 없앤 것이다.

[표 1-3]은 1단계 추정인 식(4)의 추정결과를 제시한다. 표에 제시된 학급규모의 계수는 도구변수가 관측된 평균 학급규모를 설명하는 정도를 의미한다. 계수는 상당히 유의하며 [표 1-4]에 제시된 F-통계량은 1500을 넘는다.²²⁾ 따라서 본 연구에서 활용하는 도구변수는 학급규모에 대해 강건하고 적절하다(relevant)는 것이 확인되었다. FE-IV 결과는 [표 1-4]의 (1), (4), (7)열에 제시한다. 평균학급규모가 32.49명에서 1명 감소할 때 국어성적만 1% 수준에서 0.003SD 증가하였다.²³⁾ 수학과 영어에 미친

22) 첫 번째 단계 회귀분석 결과와 [그림 1-2]의 (가)를 통해 도구변수와 학급규모 간의 양의 관계를 검증하였다. 즉, 도구변수의 적절성(relevance) 조건을 만족하였다.

23) 남녀공학과 단성학교 각각에서 추정한 계수들간의 차이는 통계적으로는 유의미하지 않는 것으로 확인된다. 통계적 유의성을 검증하기 위해 모든 변수들에 남녀공학여부를 의미하는 더미변수를 곱하여 계산하였다. 본래 추정식도 도구변수와 학교-학급수 FE로 인해 복잡한 가운데(noisy), 교호항도 사용하여 계수의 표준오차가 커져 통계적 유의성이 확보되지 않은 것일 수 있다. 한편 남녀공학과 단성학교에 미친 학급규모 효과는 3배 이상 차이가 나며 이는 여전히 경제적인 함의가 있을 것으로 보인다.

[표 1-2] 학급규모가 학업성적에 미치는 영향(OLS, FE)

변수	국어		수학		영어	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE
학급규모 (명)	0.015*** (0.001)	-0.002** (0.001)	0.023*** (0.002)	-0.002* (0.001)	0.026*** (0.002)	-0.001 (0.001)
여학생	0.380*** (0.006)	0.389*** (0.002)	0.035*** (0.008)	0.049*** (0.002)	0.274*** (0.008)	0.296*** (0.002)
연도FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
학교FE	N	Y	N	Y	N	Y
표본수	1,763,566	1,763,566	1,764,185	1,764,185	1,764,324	1,764,324

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 중학교 3학년 평균학급규모를 의미함. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

[표 1-3] 도구변수: 1단계 추정결과

(1)	
학급규모	
$\widehat{\log(u_{jt})}$	19.629*** (0.476)
여학생	0.002 (0.002)
연도FE	Y
학교FE	Y
표본수	1,763,566

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 중학교 3학년 평균학급규모를 의미함. 과목에 따라 표본수는 차이가 있으며 표에 제시된 표본수는 국어과목에 해당함. 수학과목은 1,764,185개, 영어과목은 1,764,324개가 존재함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

[표 1-4] 학급규모가 학업성적에 미치는 영향(FE-IV)

변수	국어			수학		
	(1) 전체	(2) 남녀 공학	(3) 단성 학교	(4) 전체	(5) 남녀 공학	(6) 단성 학교
학급 규모(명)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.003* (0.002)	0.000 (0.002)
여학생	0.389*** (0.003)	0.389*** (0.003)		0.049*** (0.003)	0.049*** (0.003)	
연도FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
학교-학 급수 FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본수	1,763,566	1,239,588	523,979	1,764,185	1,240,104	524,082
F값	1699.25			1699.12		

[표 1-4] 계속

변수	영어		
	(7) 전체	(8) 남녀 공학	(9) 단성 학교
학급 규모(명)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)
여학생	0.296*** (0.003)	0.296*** (0.003)	
연도FE	Y	Y	Y
학교-학 급수 FE	Y	Y	Y
표본수	1,764,324	1,240,212	524,113
F값	1699.17		

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 학교의 9학년 평균학급규모를 의미함. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

영향은 국어에 미친 영향보다 그 크기가 작았으며 통계적으로 유의하지 않았다.²⁴⁾ 한편 [표 1-4]를 통해 여학생이 모든 과목에서 남학생보다 평균적으로 성적이 높다는 점도 확인할 수 있다.

[표 1-4]에는 단성학교와 남녀공학에 따른 학급규모 효과도 제시한다. 남녀공학과 단성학교의 평균 학급규모는 각각 32.65명, 32.11명이며 학급규모 분포 간에 유의한 차이가 없었다. 또, 남녀공학과 단성학교 중학생들 간의 가족배경 특징에 차이가 없었다는 것은 4.2절에서 제시하였다. 학급규모가 줄어들면서 교사는 학생들 개개인에게 관심을 더 줄 수도 있고 학생들 간의 관계도 더 깊어 지는 등의 학급 구성원 간의 관계에 변화가 생길 것이다. 이러한 변화를 발생시키는 또 다른 요소는 학교 구성원 간의 동질성이다.

단성학교로의 전환 효과를 다방면에서 평가한 Jackson(2021)에 따르면 학생과 학생, 교사와 학생 간의 관계가 학교 성별 구성에 따라 다르게 형성될 수 있어 성적에 차이가 있다고 제시한다. 구체적으로 Lee, Turner, Woo and Kim(2014)에 따르면 단성학교와는 달리 남녀공학에 다니는 학생들은 다른 성별로부터 방해받을 수 있고 또 다른 성별을 경험하기 때문에 성 정체성을 형성하는 데 어려움을 겪을 수 있다고 한다. 학생과 교사 간의 관계에 있어서는 단성학교 교사는 동질적인 성별의 특징만을 고려해 교습, 상담, 대화 및 생활지도 방법을 전문화하는 것이 더 수월 할 수 있다. 또한 특징이 동질적인 학생들을 대하기 때문에 학교 운영 및 수업을 효율적으로 할 수 있어 개인들에게 더 많은 관심을 줄 수도 있다(Jackson, 2021).²⁵⁾ 종합하면 단성학교에 비해 남녀공학에서 구성원들 간의 관계 형성에서 문제가 발생할 가능성이 높을 것으로 예상된다. 다시 말해 Lazear(2001)에서 제시한 개념을 활용하면, 남녀공학 학생

24) 일부 강건성 검증에서 학급규모가 수학에 미친 영향은 10% 유의수준에서 의미가 있는 것으로 확인된다.

25) Jackson(2021)에 따르면 단성학교 또는 단성학급에서 특정 성별의 수요에 맞춰진 교습법을 통해서 효율적인 방식으로 수업을 하는데서 얻는 효과를 “Boutique effect”라 부르고, 더 유사한 특징의 학생들을 대상으로 수업하기 때문에 개개인에게 더 많은 관심을 줄 수 있는 효과를 “Focus effect”로 부른다. 해당 논문에서는 성별에 따른 교습법에 차이가 발견되지 않아 Boutique effect는 약한 것으로 보고하였다.

들이 수업을 방해하지 않을 확률이 낮다고 볼 수 있다. 따라서 학급규모의 효과는 p 가 낮은 남녀공학에서 더 크게 추정될 것으로 예상된다. 남녀공학에서 p 가 낮을 가능성에 대한 증거는 부록 2에 제시하였다. 개선의 여지가 큰 남녀공학에서 학급규모가 줄어들면서 구성원 간에 생길 수 있는 긍정적인 변화가 크기 때문일 것이다. 따라서 학급구성원 간의 관계 형성에 영향을 줄 수 있는 학교 구성원 간의 동질성의 효과와 학급규모 감축효과의 상호작용을 측정하는 것은 자연스럽다.

[표 1-4]에 제시된 결과는 이러한 가설을 지지하며, CSR의 긍정적인 효과는 남녀공학에서만 확인되었다. 평균 학급규모가 32.49명 중 1명 감소할 때, 국어는 0.004SD (1% 유의수준), 수학은 0.003SD (10% 유의수준) 증가하는 것으로 확인되었다. 영어성적에는 영향이 없었다. 학급규모를 로그로 변환하여 식(1)을 추정된 결과를 [부표 1-9]에 제시하였으며, 이는 [표 1-4]에서 추정된 결과를 탄력성의 개념으로 해석하기 위해 계산한 [부표 1-5]의 결과와 유사하다. 즉, 학급규모를 활용한 결과와 로그 학급규모를 활용한 결과는 유사하다는 것이다.

본 연구에서는 자료의 한계로 남녀공학 내 단성학급과 혼성학급을 구분하지 못했다. 앞 문단에서 남녀공학의 경우 단성학교에 비해 p 가 낮을 것으로 예상한 것과 같이 혼성학급의 p 는 단성학급에 비해 낮을 것으로 예상된다.²⁶⁾ 따라서 남녀공학의 CSR 효과도 혼성학급에서 주로 기인했을 것이다. [표 1-4]의 추정결과는 단성학급과 혼성학급 모두를 활용하였기 때문에 남녀공학-혼성학급만을 대상으로 분석한 결과에 비해 과소 추정된 것일 수 있다.²⁷⁾ Woessmann(2016)에 따르면 1년간 학교에서의 수업은 시험성적을 0.3SD만큼 올릴 수 있다고 한다.²⁸⁾ 이를 적용하여 본 연구의 결과를 계산해 보면 남녀공학에서 평균학급규모가 32.65명 중 1

26) Eliot(2016)은 단성학급이 성적에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 제시한다.

27) 각주 8번에서 언급한 경기교육중단연구 1차년도 자료를 통해 남녀공학 중학교에 단성학급은 없는 것으로 확인되었다. 남녀공학 중학교의 학급은 모두 혼성학급이었다. 단, 이 자료는 표집 자료이기 때문에 전국의 학생들을 대표하기 어려울 수 있다. 따라서 이 통계자료를 통해 남녀공학 중학교 중에 단성학급이 존재할 가능성은 크지 않을 것으로 보인다.

28) Woessmann(2016)에서는 “[A]verage student learning in a year is equal to about one-quarter to one-third of a standard deviation”이라고 언급하였다.

명 감소함으로써 증가한 시험성적은 학교 수업을 국어는 0.16개월(=12개월 \times 0.004SD/0.3SD) 수학은 0.12개월 더 받았을 때 증가한 성적과 동일한 크기로 계산된다.

본고에서 추정된 결과를 탄력성의 개념을 활용하여 기존 문헌과 비교한 내용을 부록 3에 제시한다. 이를 참고하면 본 연구의 결과는 고등학생들을 대상으로 추정된 CSR 효과보다는 크고 유치원 또는 초등학생을 대상으로 추정된 효과보다는 작게 추정되었다. Lazear(2001)에서는 학교급이 낮을수록 p가 낮아지기 때문에 학급규모가 작아야 한다고 주장한다. Lazear(2001)에 따라 고등학교, 중학교, 초등학교 순서로 p가 낮다고 하면, CSR 효과는 반대로 커질 것으로 예상되며 부록 3에서는 이와 같은 결과를 제시하고 있다. 한편, 영어와 수학에서는 학급규모 영향이 미미하였다. 수학의 경우에는 학급규모의 영향이 확인되었지만 10% 통계적 유의수준에 불과하다. 자료의 한계로 시간에 따라 변하는 사교육비의 영향을 통제할 수 없었지만, 학교별 평균적인 사교육 수준으로 인한 영향은 학교-학급수FE를 통해 통제할 수 있었다. 학교FE를 통제한 후에도 CSR효과가 확인되지 않는 것으로 보아 학교 투입물은 다른 과목에 비해 국어 과목에 효과가 더 크다는 것을 알 수 있다.²⁹⁾

5.2 이질적 효과

본 소절에서는 앞서 확인한 단성학교와 남녀공학에 따른 CSR 효과가 학생들의 성별과 학교가 위치한 지역에 따라 어떻게 다른지를 확인한다. 5.1절에서 설명한 바와 같이 학급규모가 변하게 되면 학생과 학생, 교사와 학생 사이의 관계가 변하게 된다. 여기서는 변하는 정도가 학생의 성별과 지역에 따라 다를 것으로 본다. 우선 성별에 따른 이질적 효과의 경우 남학생이 여학생보다 Lazear(2001) 모형에서의 p가 낮아 남학생의

29) 통계청이 조사한 초중고사교육비조사에 따르면, 2013~16년 월 평균 국어에 사용되는 사교육비는 18,000원인데 반해 수학은 118,000원, 영어는 113,000원이다. 시간에 따라 변하는 사교육비 자료는 학교 수준이 아닌 시도 수준에서 조사되었기 때문에 통제변수로 사용할 수 없었다.

CSR의 효과가 더 클 것으로 예상된다. 남학생들은 평균적으로 여학생들보다 성적이 낮은 경향이 있고(O'Dea et al., 2018), 남학생들이 많은 학급일수록 학업에 방해되는 정도가 크기 때문이다(Hoxby, 2000b). 결국 학급규모가 감소하게 되면서 변하게 되는 교사와 학생 간의 관계 변화를 통해 남학생의 긍정적인 영향을 더 많이 받는 것이다. 예컨대, 교사들은 학급규모가 감소하면서 상담 등과 같이 학생에게 투자하는 시간이 늘어나고 수업 시간에도 학생 개인에게 투자하는 관심이 증가할 것이다. 이러한 변화가 남학생들의 태도를 변화시켜 남학생의 p를 높였을 것이다. 결국 이러한 p의 변화는 남학생의 CSR 효과를 증가시켰을 것이다. 학생과 학생 간의 관계에서는 남학생들이 여학생에 대한 관심이 반대의 경우보다 커서 p가 낮았던 것일 수 있다(Mael et al., 2004).

다음으로 도시지역과 비도시의 CSR 효과는 사전적으로 비교할 수 없다. 우선 지역 크기에 따라 CSR의 효과가 다를 수 있다. 감소한 학생들 수가 같아도 그것이 학급에 미치는 절대적인 크기와 상대적인 크기가 다를 수 있기 때문이다. 가령 30명과 10명의 학급규모에서 1명이 감소한 경우를 생각해 보겠다. 30명의 학급에서 1명이 감소가 미치는 절대적인 영향은 3.3%이지만 10명의 학급에서는 그 영향이 10%로 커지게 된다. 그러나 30명의 학급에서는 10명의 학급에 비해 더 혼잡할 수 있어 1명 감소를 통해 학급의 혼잡도를 낮추는 데서 오는 혜택이 더 클 수 있다. 즉, 같은 1%의 영향도 큰 규모의 학급에서 상대적인 효과가 더 클 수 있다는 것이다. 또한 지역의 교육환경에 따라 CSR 효과가 다를 수 있다. 도시지역에서는 비도시지역에 비해 학원이나 일대일 교습과 같은 사교육이 더 만연하다. 만일 사교육과 같은 공교육 이외의 부분이 성적의 많은 부분을 설명한다면 학교투입물의 변화가 성적에 미치는 영향은 적을 것이다. 한편 도시지역의 소득수준에 따라서도 공교육 이외의 기회 차이가 있을 수 있다. Krueger(1999)에서는 저소득층이 많이 거주하는 도시(inner-city)지역과 비도시지역의 CSR 효과의 차이를 살펴보았을 때, 도시(inner-city)지역에서 CSR 효과가 더 크다는 것을 보고하였다.

성별에 따른 CSR 효과를 확인하기 위해 표본을 남녀공학의 남학생과

[표 1-5] 학급규모가 학업성적에 미치는 이질적 효과

변수	(1) 국어	(2) 수학	(3) 영어	(4) 국어	(5) 수학	(6) 영어
(가) 학교성별구성 & 성별	남녀공학 남학생			남녀공학 여학생		
학급규모	-0.006*** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
표본수	636,161	636,438	636,489	590,767	591,001	591,059
(가) 계속	단성학교 남학생			단성학교 여학생		
학급규모	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.005 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
표본수	274,633	274,704	274,713	249,007	249,041	249,062
(나) 학교성별구성 & 지역	도시지역 남녀공학			도시지역 단성학교		
학급규모	-0.004 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.002 (0.002)
표본수	1,038,205	1,038,652	1,038,744	449,458	449,559	449,584
(나) 계속	비도시지역 남녀공학			비도시지역 단성학교		
학급규모	-0.005** * (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.004)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.003)
표본수	201,383	201,452	201,468	74,521	74,523	74,529

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 학급규모는 중학교 3학년의 평균학급규모를 의미함. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함 [표 1-4]와 통제변수는 동일함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

여학생, 단성학교의 남학생과 여학생으로 나누고 각각에 대해 식(1)을 추정하였다. 추정 결과는 [표 1-5]의 (가)에 제시하였다. 남녀공학 남학생의 국어와 수학 성적에 CSR의 긍정적인 영향이 확인되었다. 각 학교 유

형에 따라 남학생 여학생 간의 CSR 효과 차이의 유의미성을 5.1절과 같은 방법으로 확인해보았으며 결과를 [부표 1-10]에 제시한다.³⁰⁾ 남녀공학 남학생의 수학성적에 미친 효과만 남녀공학 여학생과 유의미한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 그러나 남녀공학 남학생들과 남녀공학 여학생 또는 단성학교 여학생과의 계수의 크기는 3배 이상 차이가 나며, 경제학적으로 유의미한 차이가 있다고 볼 수 있다. 본 소절의 첫 번째 문단에서 예상한 바와 같이 남학생의 경우 p가 낮았다는 것을 확인할 수 있는 결과이다. 이와 관련된 실증적인 증거는 부록 2에 제시하였다. 한편 남학생 표본만을 살펴보면 남녀공학 남학생과 단성학교 남학생에 미친 CSR의 영향의 차이가 모든 과목에서 유의한 것으로 확인된다. 앞 절에서 확인한 남녀공학과 단성학교와의 CSR 효과 차이는 대부분 남학생 간의 차이에서 기인하였다.

지역에 따른 CSR 효과를 확인하기 위해 표본을 도시지역에 있는 남녀공학과 단성학교, 비도시지역에 있는 남녀공학과 단성학교로 나누고 CSR 효과를 각각 추정하였다. 결과는 [표 1-5]의 (나)에 제시하였다. 비도시지역에 있는 남녀공학에서 CSR의 효과가 도시지역의 남녀공학과 단성학교에 비해 큰 것으로 확인되었다. 본 연구의 최초 연도인 2013년에 도시지역의 평균학급규모는 34.38명이며, 비도시지역은 30.27명이라는 점을 고려했을 때 도시지역의 학생들에게 CSR의 상대적 효과가 크지 않았을 수 있다. 또한 도시지역의 학생들이 공교육 이외에 다양한 교육 기회에 노출되어 있어 CSR 효과가 비도시지역에 비해 더 적은 것일 수 있다. 한편 비도시지역에 있는 단성학교의 경우 도시지역의 남녀공학과 단성학교의 CSR 효과와 큰 차이가 없었다. 지역에 따른 CSR의 이질적인 효과 차이의 유의미성을 확인한 분석결과는 [부표 1-11]에 제시하며, 비도시지역과 도시지역의 학교 간의 CSR 효과의 차이는 유의미하지 않았다.³¹⁾

30) 학교 유형과 성별로 나눈 더미변수(공학-남, 공학-여, 단성-남, 단성-여)를 생성하고 유의미성의 차이를 확인하기 위해 식(1)의 모든 변수에 학교유형-성별 더미변수를 곱하여 추정하였다.

31) 단성학교와 남녀공학, 성별, 지역에 따라서 표본을 나눈 후, CSR 효과도 분석해보았으며 분석 결과, 비도시-남녀공학-남학생에게서 CSR의 효과가 상대적으로 크게 추

5.3 강건성 검증

본 소절에서는 여섯 가지 방법을 통해 결과의 강건성을 검증해 보고자 한다. 첫 번째와 두 번째 검증을 통해 학생과 학부모가 질 좋은 학교로 배정받기 위해 좋은 학군으로 이사하거나 재학 도중 전학을 통해 학교를 의도적으로 바꿔 발생할 수 있는 내생적인 편의로 인한 문제의 심각성을 확인하고자 한다.³²⁾ 부록 1에서 도구변수의 유효성(relevance)을 간접적으로 확인하였지만 다른 방법을 통해서도 검증하고자 한다. 첫 번째 검증 방법은 신도시가 포함된 학군과 학급규모와의 교호항을 통제하는 것이다. 한국 정부는 대도시의 인구 집중화로 인해 발생할 수 있는 주택, 환경 및 교통 문제를 해결하기 위해 대도시 주변에 신도시를 건설한다. 이러한 신도시는 대규모 신축 아파트 단지, 편리한 교통망 등과 같은 도시의 편리함을 제공한다. 동시에 신도시에는 좋은 시설물을 갖춘 새로운 학교들이 생기고 질 좋은 사립 교육 기관들이 몰리며 학생들에게 공교육 이외의 교육 기회를 제공한다. 따라서 자녀 교육에 열정적인 학부모는 신도시로 이사 가고자 할 것이다. 거주지를 옮길 정도로 자녀에게 좋은 교육환경을 제공해주고 싶은 의지가 있는 부모의 자녀라면 신도시에서 거주하고 있는 기존주민의 자녀와는 공부에 대한 열정이나 학업 능력에 있어 차이가 있을 수 있다. 신도시 학교의 등록수에 갑작스러운 변화를 일으키는 새로 유입된 학생들이 기존 학생들과 다른 특징을 지닌

정되었다. 자세한 결과는 [부표 1-12]에 제시하였다. 표본 수가 너무 작은 수준에서 분석하고 있어 분석결과를 본문에서 소개하지는 않았다.

- 32) 한국에서는 같은 학군 내 다른 중학교로 전학 가는 경우는 학교장이 추천한 자, 교육장이 체육특기자로 인정한 경우를 제외하고는 불가능하다. 학교장이 추천한 자는 다음의 경우가 해당된다. (1) 학교폭력의 가해자 또는 피해자인 경우, (2) 가정 폭력 및 성폭력으로부터 학생을 보호하기 위한 경우, (3) 심각한 질병이 있어 전학이 필요한 경우, (4) 교권 침해를 한 경우, (5) 학군 내지만 먼 학교에 배정받아 통학이 불편한 학생 (서울시교육청 블로그, <https://brunch.co.kr/@seouledu/256>) 학군내외 전학의 구분 없이, 순전입비중(=(전출자+전입자)/전체학생수)을 계산해보면 평균 -0.07%이며, 최소값이 -0.8%, 최대값이 1.6%로 계산되었다. 자료의 한계로 전교생을 대상으로 계산할 수밖에 없었다. 순전입비중은 매우 작은 것으로 보이며, 이 중 3학년이 차지하는 비중은 더 작을 것으로 예상된다.

다면 본 연구에서 활용하는 도구 변수는 학급 규모뿐 아니라 성적과 관계된 눈에 보이지 않는 특징과도 연관된다. 즉, 도구변수가 더 이상 유효하지 않게 될 것이다. 따라서 첫 번째 검증에서는 신도시가 위치한 일곱 개의 학군과 학급규모와의 교호항을 통제하였다.³³⁾

두 번째 검증에서는 첫 번째 검증에서 활용한 신도시가 위치한 학군과 더불어 한국에서 교육으로 인기 있는 세 개 학군까지 활용해 학급규모와의 교호항을 만들고 통제하였다. 교육으로 인기 있는 세 개 학군은 서울 강서, 서울 강남, 서울 남부 학군으로 알려져 있다. 이 학군은 유수의 대학을 보내는 고등학교와 유명한 강사들이 강의하는 학원이 있는 곳으로 잘 알려져 있다. 사실 이러한 학군은 오랜 기간 형성되었기 때문에 해마다 유입되는 학생들은 기존 학생들과 비슷한 특징을 지닌 학생들일 가능성이 높다.³⁴⁾ 그러나 전국에서 거주지를 옮겨서 보낼 만큼 유명한 학군이기에 때문에 기존 학생들과 다른 특징을 지닌 학생들이 유입될 가능성이 충분히 있다고 생각되어 추가로 통제한다.³⁵⁾

세 번째 검증에서는 10명 이하의 학급규모 또는 40명 이상의 학급규모를 제외하고 분석한다. 이는 극단적으로 크거나 작은 학급규모가 CSR 효과를 이끄는지를 확인한다. 네 번째와 다섯 번째 검증은 도구변

33) 기존에 있었던 학생들과 새로 이사 온 학생들과의 차이가 존재한다면 이런 경우는 신도시로 이사한 첫해에 가장 클 것으로 예상된다. 매해 유사한 학생들이 이사를 온다면 그 차이는 점차 줄어들게 될 것이다. 따라서 연구 기간 이전에 신도시로 지정되었고, 연구 기간에 사람들이 신도시로 이사하기 시작한 학군만 제외하면 된다. 그러나 결과를 보수적으로 확인해보기 위해 연구 기간 이전부터 사람들이 이사를 시작한 신도시도 제외하여 분석하였다. 다음의 7개 학군이 이에 해당하며 괄호 속의 숫자는 이사를 시작한 연도이다: 서울 동두천 양주(2013), 경기 성남(2013), 경기 광주하남(2013), 경기 화성오산(2015), 경기 파주(2011), 경기 수원(2011), 경기 김포(2012).

34) 신도시로 새롭게 이사 오는 학생들이 발생시키는 편익보다 작을 것으로 예상된다. 인기 학군은 오랜 시간에 걸쳐 형성되기 때문에 추가로 이사오는 학생들도 기존 학생들과 유사한 특징을 지닌 학생들일 가능성이 높다. 또한 앞서 도구변수의 예로 든 폐교의 경우와 달리 인기 있는 학군의 등록학생 수는 양의 방향으로 시간 추세가 존재할 것이다. 따라서 학급규모의 도구변수로 활용하는 추세에서 벗어난 임의의 변화를 유발하기 위해서는 양의 시간 추세보다 더 큰 수준으로 학생들이 유입되어야 할 것이다.

35) 자료에는 지역에 대한 정보가 없어 학군을 정확하게 구분할 수 없다. 예컨대 울산의 강남 학군과 서울의 강남학군인 경우 두 학군 모두 “강남”이라고만 표시되어 있다. 따라서 이러한 학군 식별 문제로 추가적으로 세 학군을 제외하였다(부표 6).

[표 1-6] 강건성 검증 결과

변수	(1) 국어	(2) 수학	(3) 영어
1. 신도시가 포함된 학군과 학급규모와의 교호항 통제			
(가) 남녀공학			
학급규모	-0.003** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)
표본수	1,239,588	1,240,104	1,240,212
(나) 단성학교			
학급규모	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)
표본수	523,979	524,082	524,113
2. 인기학군, 신도시 포함학군과 학급규모와의 교호항 통제			
(가) 남녀공학			
학급규모	-0.004** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)
표본수	1,239,588	1,240,104	1,240,212
(나) 단성학교			
학급규모	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)
표본수	523,979	524,082	524,113
3. 10명 이하 40명 초과 학급 제외			
(가) 남녀공학			
학급규모	-0.004*** (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.001 (0.002)
표본수	1,231,211	1,231,720	1,231,828
(나) 단성학교			
학급규모	-0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)
표본수	521,017	521,120	521,151

[표 1-6] 계속

변수	(1) 국어	(2) 수학	(3) 영어
4. 식(4)에서 제곱 시간추세 사용 (가) 남녀공학			
학급규모	-0.004*** (0.001)	-0.003* (0.002)	-0.001 (0.001)
표본수	1,239,588	1,240,104	1,240,212
.....			
(나) 단성학교			
학급규모	-0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)
표본수	523,979	524,082	524,113
.....			
5. 식(4)에서 세제곱 시간추세 사용 (가) 남녀공학			
학급규모	-0.003** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)
표본수	1,239,588	1,240,104	1,240,212
.....			
(나) 단성학교			
학급규모	0.000 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
표본수	523,979	524,082	524,113
.....			
6. 표준오차 군집화 단위를 학교-학급수로 활용 (가) 남녀공학			
학급규모	-0.004*** (0.001)	-0.003* (0.002)	-0.001 (0.001)
표본수	1,239,588	1,240,104	1,240,212
.....			
(나) 단성학교			
학급규모	-0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.002 (0.002)
표본수	523,979	524,082	524,113

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함 <표 4>와 통제변수는 동일함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

수가 시간 추세의 차수에 따라 민감하게 달라지는 지를 확인하고자 한다. 식(3)에서 선형시간 추세($n=1$)대신 이차($n=2$)시간 추세 또는 삼차($n=3$)시간 추세를 통해 도구변수를 계산한다. 마지막 검증은 군집화하는 단위를 학교단위에서 학교-학급수 단위로 변경해보는 것이다. 본 연구에서는 같은 학교-같은 학급수 내 분석을 진행하여 같은 학교라도 학급수에 따라 다른 학교로 고려한다. 같은 학교-같은 학급수의 시간에 따른 연관성을 고려한 표준오차를 계산한다.

[표 1-6]에 제시한 검증 결과는 [표 1-2]의 결과와 유사하였다. 모든 강건성 검사에서 일관되게 CSR이 남녀공학 학생들의 국어성적에 긍정적인 영향이 가장 크며 1% 수준에서 유의한 것으로 확인되었고, 일부 검증에서는 수학 성적에도 유의미하게 긍정적인 영향을 준 것으로 확인되었다. 부록 1의 결과와 같이 첫 번째 두 번째 분석 결과를 통해서 학교 또는 학군의 자기 선택 문제가 본 연구의 결과를 왜곡시킬 만큼 심각하지 않다는 것을 확인하였다. 또한 매우 크거나 작은 학급의 변화가 주요 결과를 이끌지 않는다는 것도 확인하였다. 시간 추세의 차수를 높여 분석한 결과는 식(3)에서 가정한 선형시간추세가 제한적이지 않다는 것을 의미한다. 표준오차를 계산할 때 군집화하는 단위를 변화시켜도 남녀공학에 미치는 긍정적인 영향은 여전히 유의한 것으로 확인되었다.

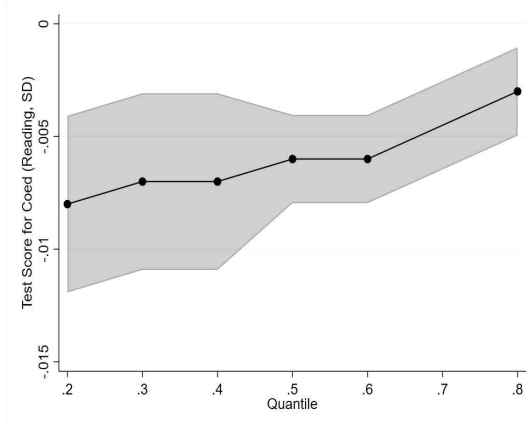
5.4 분위에 따른 효과

본 소절은 분위회귀분석을 통해 CSR로 인해 어떤 학생들이 영향받는지를 고찰한다.³⁶⁾ 5.1절에서는 CSR 효과의 평균값을 추정하는 것이다. 평균수준에서는 주로 국어성적에 그리고 남녀공학, 남학생들에게서 CSR의 긍정적인 효과를 확인할 수 있었다. 대부분의 연구 결과에서는 학교 수

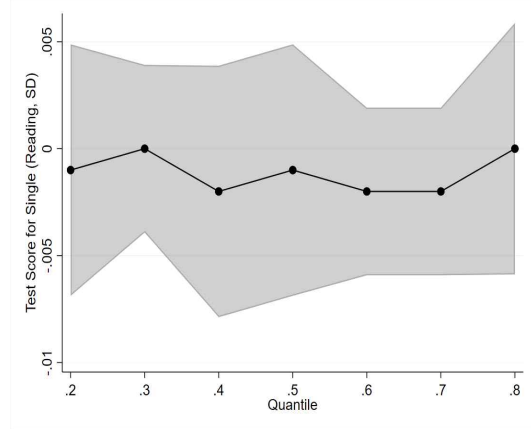
36) 본 소절에서는 분위회귀를 시행하기 위해 Powell(2022)가 개발한 Stata 패키지 qregpd를 사용하였다. Powell(2014)는 qregpd를 활용하여 보조금이 노동공급에 미치는 영향을 예시로 들며 qregpd는 반복횡단자료(repeated cross-sectional data)에서 사용하기 적절하다고 언급하였다. 이는 본 연구와 동일한 자료 구조이다. (Powell(2014)의 각주 6). 또한 Powell(2014)의 3.2절에는 qregpd가 incidental parameter 문제를 발생시키지 않는다고 명시하였다.

[그림 1-3] 분위에 따른 효과

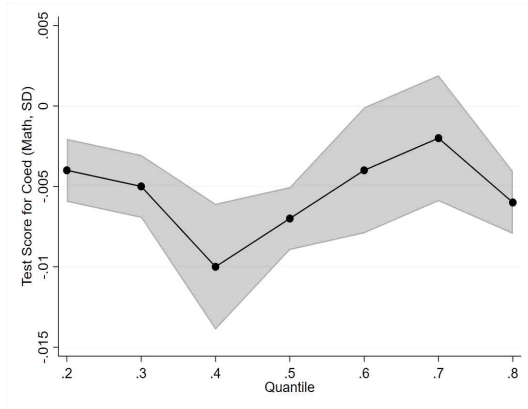
(가) 국어: 남녀공학



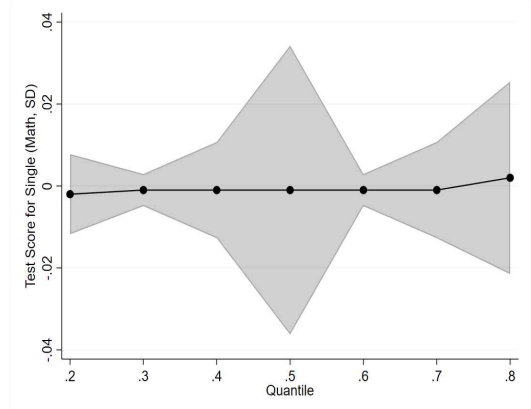
(나) 국어: 단성학교



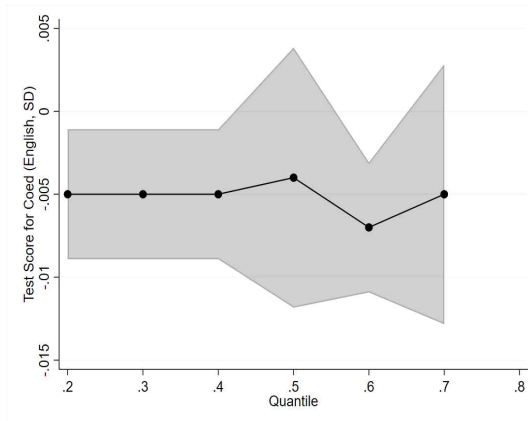
(다) 수학: 남녀공학



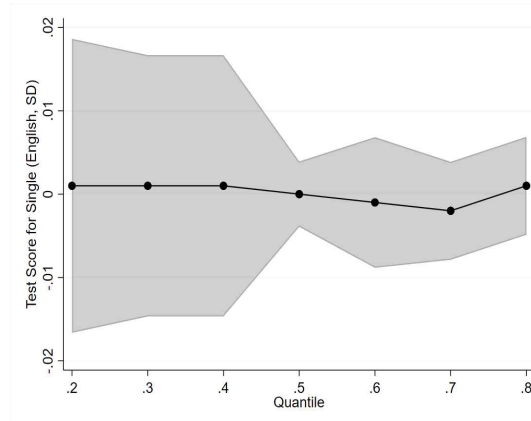
(라) 수학: 단성학교



(마) 영어: 남녀공학



(바) 영어: 단성학교



주: X축은 성적 분위기를 의미하고, Y축은 계수추정치를 의미함. Powell(2022)를 통해 개발된 분위회귀분석 추정치에 의해 추정된 계수값임. 성적은 평균 0, 표준편차 1로 표준화됨. 계수추정치는 학급규모가 1명 감소했을 때 변하는 추정치를 의미함.

준에서의 변화는 상위권 학생들 보다는 중·하위권 학생들에게 긍정적인 영향을 미친다고 보고한다. 본 소절에서도 어떤 분위의 학생들에게 어떤 과목에서 CSR의 긍정적인 효과를 확인한다. 5.1절과 5.2절의 분석과 동일하게 우선 남녀공학과 단성학교 표본 각각을 대상으로 그리고 유형별 학교의 남학생과 여학생을 대상으로 분위에 따른 분석을 진행한다.

[그림 1-3]은 남녀공학과 단성학교로 나누어 분석한 결과를 제시한다. 전반적으로 CSR은 남녀공학 학생들에게 긍정적인 영향을 미쳤으며 단성학교 학생들에게는 유의한 영향을 주지 못했다. 자세한 결과는 남녀공학은 [부표 1-13]에 단성학교는 [부표 1-14]에 제시한다. CSR은 전 구간의 남녀공학 학생들의 국어성적에 긍정적인 영향을 미쳤다. 평균적인 영향을 추정한 [표 1-4]와 다르게 중하위권 학생들에게 수학과 영어성적에 긍정적인 영향을 미쳤다는 것은 주목할 만하다. 한편 [부표 1-13]를 통해 낮은 분위에 위치한 여학생은 모든 과목에서 남학생보다 공부를 더 잘하는 것으로 확인되었다. 특히 남학생이 여학생에 비해 수학을 잘한다는 통념은 높은 분위에 있는 남학생들에게만 해당하는 것으로 확인된다.

[부도 1-3]와 [부도 1-4]은 유형별 학교의 남학생과 여학생 각각을 대상으로 분위회귀분석을 진행한 결과를 제시한다. CSR은 전 구간의 남녀공학 남학생의 국어성적에 긍정적인 영향을 미쳤으며 중하위권에 위치한 남녀공학 남학생의 수학과 영어성적에 긍정적인 영향을 미친 것으로 확인되었다. 한편, 평균적인 결과를 제시한 [표 1-5]의 결과와는 달리 성적이 중하위권에 위치한 남녀공학, 단성학교 여학생에게도 CSR이 긍정적인 영향을 주었다. 중위권에 위치한 남녀공학 여학생들의 국어와 수학성적에 그리고 중하위권에 위치한 여학생들의 영어성적에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 발견된 것은 주목할 만하다. 그러나 여전히 영향을 받는 분위의 범위는 여학생에 비해 남학생이 더 넓다는 점을 고려하면 [그림 1-3]에서 확인한 남녀공학의 분위에 따른 효과도 남학생에게서 주로 기인하고 있음을 알 수 있다. 또한 CSR은 단성학교 중하위권 여학생들의 국어성적에 긍정적인 영향을 주었다.

5.5 비 학업적 성과

본 소절은 CSR이 비학업적 성과에 미치는 영향에 대해 고찰한다. 본 소절에서는 학생 수준에서 비학업적인 부분을 파악할 수 있는 자료가 없어 학교 수준의 자료를 활용한다. 비학업적인 부분은 개인당 평균 상담 횟수와 폭력발생 가능성을 살펴본다. 우선 학생 1인당 상담 횟수는 평균 학급규모가 감소하면서 증가할 수 있다.³⁷⁾ 학교에서 상담교사는 학생을 대상으로 개개인 또는 소규모 집단을 구성하여 학업, 진로, 대인관계 등에서의 어려움을 해결하여 학교생활에 적응할 수 있도록 도와주는 역할을 한다. 이러한 예방적인 역할 이외에도 폭력, 집단 괴롭힘 등의 부분에서 문제를 해결하기도 하지만 이러한 심각한 단계의 문제들은 대부분 외부 기관을 통해 해결한다. 상담교사와의 상담을 통해 학생들 간의 관계뿐 다양한 측면에서 학교생활의 어려움을 해결할 수 있을 것으로 보인다. 따라서 CSR을 통해 상담횟수가 증가했다면 비학업적 성과로 볼 수 있다. 본 소절에서는 자료의 제약으로 전교생 상담 횟수를 전교생으로 나누어 계산된 학교별 학생당 평균 상담 횟수를 사용하였다. 상담교사의 수가 등록학생수가 변함에 따라 거의 변화가 없다는 사실을 고려한다면, 학생당 상담횟수 변화는 등록학생수에 의해 결정될 것이다. 평균 상담횟수가 증가했다는 것은 등록학생수가 줄어 개인이 상담받을 수 있는 기회가 많아졌다는 것을 의미한다.

다음으로 CSR이 학교폭력이 발생할 확률에 미친 영향을 살펴보았다. 본 소절에서 고려한 학교폭력은 학교폭력심의위원회가 개최될 만큼 심각한 폭력 사건이다. 학생들 간에 상해, 폭행, 감금, 협박, 명예훼손 모욕, 강제적인 심부름, 따돌림이 발생하여 학교폭력심의위원회가 개최되었는지 여부를 변수로 활용한다. 학급규모가 감소하게 되면 교실에서의 혼잡도가 낮아지고 교사가 학생 개인에게 주는 관심이 증가하기 때문에 학교

37) 지역의 교육지원청은 학교에 최소 1명 이상의 상담교사를 두도록 권고하고 있다. 실제로 학교에는 1~2명의 상담교사가 근무하고 있다. 전문상담교사의 활동 내용은 교육과학기술부(2010) “전문상담교사 운영 및 활동 매뉴얼”을 참고했다. 본 연구에서 사용하는 자료는 행정자료로 이와 같은 세부적인 정보에 대해서는 학교 전체 단위로만 제공된다.

폭력이 발생할 가능성이 감소할 수 있다. 활용한 폭력 변수는 과소 보고 되었을 가능성이 있다. 심의위원회가 개최될 만큼 심각한 폭력 사건이기 때문에 실제로 이보다는 덜 심각한 수준에서 발생하는 폭력 사건들은 본 자료를 통해 확인할 수 없었으며, 학교폭력은 다소 민감한 주제일 수 있기 때문이다.

[표 1-7] 학급규모가 비학업적 성과에 미치는 영향

	(1) 전체	(2) 남녀공학	(3) 단성학교
(가) 학생당 평균상담횟수			
학급규모	-0.048*** (0.005)	-0.057*** (0.007)	-0.031** (0.006)
여학생	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	
표본수	1,760,722	1,236,939	523,784
(나) 학교별 폭력발생 여부			
학급규모	0.003 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.000 (0.007)
여학생	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
표본수	1,765,003	1,240,712	524,291

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 학급규모는 중학교 3학년 평균 학급규모를 의미함. 식(5)에서 종속변수를 학생당 평균상담횟수와 학교별 폭력발생여부로 바꾸어 추정함. (가)에서 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 학생 한 명의 평균상담횟수를 의미하며, (나)에서는 학교에 폭력 사건이 발생하는지 여부를 의미함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

분석 결과는 [표 1-7]에 지시하였다. (가)의 (1)열을 통해 학급규모 감소는 학생당 상담 횟수를 증가시켰다는 것을 확인할 수 있다. 단성학교에 비해 남녀공학에서 더 큰 폭으로 증가하였다([표 1-7]의 (2)와 (3)열). 남녀공학에서 상담이 더 증가한 이유는 단성학교에 비해 남녀공학 학생들이 수업을 방해하는 태도를 가진 학생들이 많기 때문인 것으로 추측할 수 있다. 학교별 폭력발생 가능성에 미친 영향은 (나)에 제시하였으며 유

의미한 영향을 미치지 못한 것으로 확인된다. 앞 문단에서 제시한 것처럼 폭력 사건들이 변수에 과소 반영되었기 때문일 것이다.

제 6 절 결론

학급규모는 다른 학교 투입물의 효과를 희석하지 않기 위해서 고려해야 하는 중요한 요소이다. 중요한 요소이지만 시행하기에는 비용이 크기 때문에 CSR 효과를 정확하게 측정하는 것에 대한 논의가 경제학자, 교육자 그리고 정책입안자들 사이에서 오랫동안 지속되었다. 기존 문헌은 CSR 효과는 같은 나라 그리고 같은 학교급의 학생들을 대상으로 같은 방법론을 활용하여 추정하여도 학생들이 CSR 정책 시행 이전의 상황에 따라 그 효과가 다르게 측정될 수 있다는 것을 내포하고 있었다.

본 연구는 Hoxby(2000a)의 도구변수 방법론을 활용하여 한국 중학교 3학년을 대상으로 CSR의 전반적인 효과가 있는지를 고찰하고 학교의 성별 구성에 따라 CSR 효과가 어떻게 다른지를 고찰하였다. 이와같이 CSR 효과와 학교성별구성 효과의 상호작용을 탐구한 논문은 본고가 첫 번째 논문으로 문헌에 기여한다. 나아가 학생들의 특징에 따라 학급규모 효과가 다르다는 것에 대해 이론적으로 논의한 Lazear(2001)에 대한 실증적인 증거로 본 연구의 결과를 활용할 수 있다는 점에서 문헌에 기여한다.

전반적으로 CSR은 학생들의 국어성적을 증가시켰으며, 표본을 학교 성별 구성에 따라 나눠서 분석한 CSR 효과는 남녀공학 학생들의 국어와 수학성적에 긍정적인 영향을 미쳤다. 이 효과는 주로 남녀공학 남학생들에게서 기인하였다. 그러나 분포별 분석을 통해 중하위권 남녀공학과 단성학교 여학생들에게도 CSR이 긍정적인 영향을 주었다. 단성학교 문헌에서 제시한 바와 같이 학교구성원의 특징이 동질적인 경우, 학생들 간 문제가 발생할 가능성이 작고 교사가 교습 및 상담 방법을 한가지 성별에 특화할 수 있기 때문이다(Lee, Turner, Woo and Kim, 2014; Jackson, 2021). 이는 남녀공학의 학교 구성원 간의 관계가 단성학교에 비해 어려움이 많을 수 있음을 내포하며 학급규모가 감소하면서, 즉, 최적학급규모에 가까워지면서, 학교를 통해 얻는 혜택이 커진다고 해석할 수 있다. 한편, CSR의 비학업적 성과로 학생 1인당 상담횟수가 증가하

는 결과도 확인하였다.

CSR 정책의 시행 여부는 엄밀한 비용-혜택 분석을 진행한 후 결정해야 할 것이다. CSR 정책은 해당 정책 시행 이전에 어떤 상황이었는지에 따라 효과가 변하기 때문에 엄밀한 비용-혜택 분석을 위해서는 한국을 배경으로 학급규모 감축이 임금에 미치는 영향에 대해 분석이 선행되어야 가능하다. 현재 한국에는 이를 구현해낼 수 있는 자료가 존재하지 않아 본고에서는 스웨덴을 배경으로 장기적 효과를 연구한 결과를 활용하여 비용-혜택 분석을 진행하였고 이를 부록 4에 제시하고 한국에서의 CSR 시행 여부의 타당성에 대해 논의한다. 이를 토대로 CSR 정책시행 여부에 대한 명료한 결과를 내리기에는 다소 어려움이 있으며 개인의 교육성과와 노동시장 성과가 연계된 자료를 활용할 수 있을 때 비로소 정확한 분석이 가능할 것이다.

참 고 문 헌

- Angrist, J. D., and Lavy, V. (1999).** Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. *Quarterly journal of economics*, 114(2), 533-575.
- Barrett, N., and Toma, E. F. (2013).** Reward or punishment? Class size and teacher quality. *Economics of Education Review*, 35, 41-52.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Hilger, N., Saez, E., Schanzenbach, D. W., and Yagan, D. (2011).** How does your kindergarten classroom affect your earnings? Evidence from Project STAR. *The Quarterly journal of economics*, 126(4), 1593-1660.
- Chingos, M. M. (2012).** The impact of a universal class-size reduction policy: Evidence from Florida's statewide mandate. *Economics of Education Review*, 31(5), 543-562.
- Cho, H., Glewwe, P., and Whitler, M. (2012).** Do reductions in class size raise students' test scores? Evidence from population variation in Minnesota's elementary schools. *Economics of Education Review*, 31(3), 77-95.
- Dustmann, C., and Ku, H. (2018).** Why are single-sex schools successful?, *Labour Economics*, 54, 79-99.
- Eliot, L. (2016).** Forget What You Think You Know about the Benefits of Single-Sex Schooling. *Newsweek*, December, 31.
- Fredriksson, P., ?ckert, B., and Oosterbeek, H. (2013).** Long-term effects of class size. *Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 249-285.
- Han, J., and Ryu, K. (2017).** Effects of class size reduction in upper grades: Evidence from Seoul, Korea. *Economics of Education Review*, 60, 68-85.

- Hanushek, E. A. (1997).** Assessing the effects of school resources on student performance: An update. *Educational evaluation and policy analysis*, 19(2), 141-164.
- Hanushek, E. A. (2000).** Evidence, Politics, and the Class Size Debate, in *The Class Size Policy Debate*. Washington DC: The Economic Policy Institute.
- Hoxby, C. M. (2000a).** The effects of class size on student achievement: New evidence from population variation. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1239-1285.
- Hoxby, C. M. (2000b).** Peer effects in the classroom: learning from gender and race variation. NBER Working paper 7867. Cambridge, MA: NBER.
- Jackson, C. K. (2021).** Can introducing single-sex education into low-performing schools improve academics, arrests, and teen motherhood?, *Journal of Human Resources*, 56(1), 1-39.
- Jepsen, C., and Rivkin, S. (2009).** Class size reduction and student achievement the potential tradeoff between teacher quality and class size. *Journal of human resources*, 44(1), 223-250.
- Kang, C. (2007).** Classroom peer effects and academic achievement: Quasi-randomization evidence from South Korea. *Journal of Urban Economics*, 61(3), 458-495.
- Krueger, A. B. (1999).** Experimental estimates of education production functions. *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 497-532.
- Krueger, A. B. (2003).** Economic considerations and class size. *The Economic Journal*, 113(485), F34-F63.
- Lazear, E. P. (2001).** Educational Production. *Quarterly Journal of Economics*, 116(3), 777-803.
- Lee, S., Turner, L. J., Woo, S., and Kim, K. (2014).** All or

nothing? The impact of school and classroom gender composition on effort and academic achievement (No. w20722). *National Bureau of Economic Research*.

Lee, S., Niederle, M., and Kang, N. (2014). Do single-sex schools make girls more competitive?. *Economics letters*, 124(3), 474-477.

Mael, F., Smith, M., Alonso, A., Rogers, K., and Gibson, D. (2004). Theoretical Arguments For and Against Single-Sex Schools: A Critical Analysis of the Explanations. *American Institutes for Research*.

McGiverin, J., Gilman, D., and Tillitski, C. (1989). A meta-analysis of the relation between class size and achievement. *The Elementary School Journal*, 90(1), 47-56

O’Dea, R. E., Lagisz, M., Jennions, M. D., and Nakagawa, S. (2018). Gender differences in individual variation in academic grades fail to fit expected patterns for STEM. *Nature communications*, 9(1), 1-8.

Park, H., Behrman, J. R., and Choi, J. (2018). Do single-sex schools enhance students’ STEM (science, technology, engineering, and mathematics) outcomes?, *Economics of Education Review*, 62, 35-47.

Powell, D. (2014). Did the Economic Stimulus Payments of 2008 Reduce Labor Supply? Evidence from Quantile Panel Data Estimation, RAND Working Paper Series WR-710-3, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1498667>

Powell, D. (2022). Quantile regression with non-additive fixed effects. *Empirical Economics*, 1-17.

Robinson, G. E., and Wittebols, J. H. (1986). Class Size Research: A Related Cluster Analysis for Decision Making. ERS

Research Brief.

- Sapelli, C., and Illanes, G. (2016).** Class size and teacher effects in higher education. *Economics of Education Review*, 52, 19–28.
- Shin, I. S., and Chung, J. Y. (2009).** Class size and student achievement in the United States: A meta-analysis. *KEDI Journal of Educational Policy*, 6(2).
- Sims, D. P. (2009).** Crowding Peter to educate Paul: Lessons from a class size reduction externality. *Economics of Education Review*, 28(4), 465–473.
- Smith, M. L., and Glass, G. V. (1979).** Relationship of class-size to classroom processes, teacher satisfaction and pupil affect: A meta-analysis. ERIC Clearinghouse.
- Sohn, H. (2016).** Mean and distributional impact of single-sex high schools on students' cognitive achievement, major choice, and test-taking behavior: Evidence from a random assignment policy in Seoul, Korea. *Economics of Education Review*, 52, 155–175.
- Urquiola, M. (2006).** Identifying class size effects in developing countries: Evidence from rural Bolivia. *Review of Economics and Statistics*, 88(1), 171–177.
- Woessmann, L. (2016).** The importance of school systems: Evidence from international differences in student achievement. *Journal of Economic Perspectives*, 30(3), 3–32.
- Woessmann, L., and West, M. (2006).** Class-size effects in school systems around the world: Evidence from between-grade variation in TIMSS. *European Economic Review*, 50(3), 695–736.
- 한국경제60년사편찬위원회(2010), 『한국경제60년사』, 제5권 사회복지보건 편, 한국개발연구원, 447, 459–460

부 록

부 록 1. 도구변수 유효성에 대한 논의

본 절에서는 도구변수의 유효성을 간접적으로 확인해보기 위해 다음의 분석을 진행한다. 도구변수로 활용하고 있는 잔차($\widehat{u_{jt}}$)를 내생적인 이유로 변하게 할 수 있는 학교별, 연도별로 변하는 변수와 도구변수와의 관계가 유의미한지를 확인하는 것이다. 본 절에서 활용하는 학교별, 연도별로 변하는 변수는 특목·자율형 사립고(이하 자사고)의 진학비율이다.³⁸⁾ 특목·자사고는 과학고등학교, 외국어고등학교, 자율형사립고를 포함하며, 진학비율은 각 고등학교에 진학한 중학생 수를 졸업생 수로 나누어 생성하였다. 두 변수 간의 관계는 식(4)를 활용하여 확인하며 도구변수 대신 특목·자사고 진학비율을 활용하였다.

특정 연도에 특정 중학교에서 학생들이 특목·자사고로 진학을 더 많이 한다는 것은 학업성적에 관심이 있는 초등학생 자녀를 둔 부모가 학교를 바꿀 충분한 유인이 될 수 있다. 특목·자사고로 많은 학생이 진학한다는 것은 학업 분위기 또는 중학교의 진학지도가 개선되었다는 것을 의미하기 때문이다. 도구변수와 특목·자사고 진학비율 간의 관계는 유의미하지 않다는 결과를 [부표 1-1]을 통해 확인할 수 있다.

38) 도구변수를 내생적으로 변하게 할 수 있는 변수는 본고에서 활용한 특목·자사고 진학비율이 유일하였다.

[부표 1-1] 도구변수와 특목·자사고 진학비율 간의 관계

(1)	
변수	학급규모
특목·자사고 진학비율	0.001 (0.035)
연도FE	Y
학교-학급수FE	Y
표본수	1,764,738

부 록 2. 이질적 효과에 대한 설명

4.1절과 4.2절에서는 Lazear(2001)에서 제시한 p 가 낮을 것으로 예상한 남녀공학과 남학생들에게서 CSR효과가 큰 것으로 확인하였다. 본 절에서는 서울교육중단연구 자료를 활용하여 남녀공학의 학생들이 단성학교에 비해 그리고 남학생들이 여학생들에 비해 p 가 낮을 가능성을 제시한다. 서울교육중단연구 3차년도 중학교 자료(2012년)을 활용하였다. 우선 학생표본을 대상으로 학교 만족도와 분위기에 대해 응답한 변수를 남녀공학 여부, 성별에 대해 회귀분석 하였다. 다음으로는 여학생과의 차이를 살펴보기 위해 첫 번째 분석에 남녀공학여부와 여학생 여부의 교호항을 추가로 통제하였다. 만족도와 분위기에 대한 응답은 그렇다 이상으로 응답한 경우를 1, 보통 이하로 응답한 경우를 0으로 설정하고 분석하였다. 추가적으로 교사 표본을 대상으로 학교와 학생에 대한 만족도와 분위기를 남녀공학 여부, 교사 나이, 교사 성별, 교사의 학력에 대해 회귀분석 하였다. 학생 표본(4,157명)을 대상으로 한 결과는 [부표 1-2]과 [부표 1-3]에 제시하고 교사 표본(538명)을 대상으로 한 결과는 [부표 1-4]에 제시한다.³⁹⁾

39) 본 소절에는 유의한 결과만 제시하였지만 유의하지 않은 문항의 경우에도 일관성 있게 남녀공학, 남학생 그리고 남녀공학에 재직하는 교사들이 상대적으로 학교나 학생들에 만족하지 못하는 결과를 확인할 수 있었다.

[부표 1-2] 남녀공학 학생의 응답(%p)

설문내용 (교사-학생)	(1) 계수추정치
학생들에 대한 선생님의 기대가 낮음	0.061*** (0.020)
교사와 학생 간의 관계가 원만하지 않음	0.053** (0.021)
교사가 학생들의 기대를 충족하지 못함	0.046** (0.020)
교사에 대한 학생들의 존경심이 부족함	0.045** (0.019)
(학생-학생)	
학생들의 잦은 결석	0.115*** (0.021)
학생들이 수업에 불성실하게 참여함	0.040* (0.021)
학생들 간 집단 따돌림	0.061*** (0.021)
학생의 일탈행동(음주 및 흡연)이 잦음	0.140*** (0.020)
학교폭력의 심각성	0.065*** (0.021)
표본수	4,157

[부표 1-3] 남녀공학-여학생의 응답(%p)

설문내용	(1)	(2)
	남학생	계수추정치 +여학생
<hr/> (교사-학생) <hr/>		
교사의 공정성	-0.060*** (0.022)	0.130*** (0.034)
교사의 말과 행동의 일치성	-0.041* (0.022)	0.118*** (0.035)
교사의 학생에 대한 이해도	-0.039* (0.021)	0.069** (0.033)
교사의 엄격성	0.055** (0.028)	-0.097*** (0.044)
교사와 학생 간 관계가 원만하지 않음	0.076*** (0.027)	-0.059 (0.043)
교사에 대한 존경심 부족	0.047* (0.025)	-0.005 (0.039)
<hr/> (학생-학생) <hr/>		
학생들의 잦은 결석	0.178*** (0.027)	-0.158** (0.043)
표본수	4,157	

[부표 1-4] 남녀공학 교사의 응답(%p)

설문내용	(1) 계수추정치
학생들의 수업 중 일탈 행동	0.098*** (0.037)
학교폭력의 심각성	0.136*** (0.051)
더 나은 직장을 구한다면 교직 퇴직 의사 있음	0.085* (0.051)
학생들의 잦은 결석	0.127*** (0.039)
학생들의 불성실한 수업 참여	0.158*** (0.050)
학생들 간 집단 따돌림	0.064* (0.033)
학생의 일탈행동(음주 및 흡연)이 잦음	0.079* (0.045)
표본수	5358

부 록 3. 학급규모가 성적에 미치는 효과의 비교

본 절은 본 연구에서 추정된 결과와 기존문헌에서 추정된 결과를 비교한다. 기존 선행연구에서 CSR 효과가 학교성별구성에 따른 차이를 살펴본 논문은 확인하지 못했기 때문에 본 연구에서 추정한 평균적인 CSR 효과를 비교한다. 학급에서 1명 감소하는 것의 영향의 크기는 학급 규모를 감소시키기 전 학급에 몇 명이 있었는지에 따라 달라진다. 따라서 다른 문헌들과의 비교를 위해 탄력성 개념을 도입해 학급규모가 10% 변했을 때를 기준으로 CSR 효과를 다시 계산하고자 한다.⁴⁰⁾ 가령 [표 1-4]의 (1)열에 제시한 국어에 미친 CSR의 영향은 학급에서 평균학급규모가 32.49명에서 1명이 줄어들 때 국어성적은 0.003SD만큼 증가한다는 것이다. 즉, 학급규모의 10%는 3.249명이라는 점을 고려하면, 학급규모가 10% 감소할 때 성적을 0.0097SD(=0.003SDx3.249)만큼, 즉, 0.97%SD 높일 수 있는 것으로 해석된다. 마찬가지로 방법으로 학급규모가 10% 감소할 때 수학 성적은 0.65%SD 증가하는 것으로 계산된다.⁴¹⁾ 이는 학급규모에 로그를 활용하여 동일한 분석을 한 결과와 유사하다. 로그학급규모를 활용한 분석 결과는 [부표 1-9]에 제시하였으며, 학급규모가 10% 감소할 때 국어는 0.78%SD, 수학은 0.50%SD, 영어는 0.09%SD 만큼 증가하였다.

[부표 1-5]는 이와 같은 방식으로 다른 논문에서 제시한 CSR 효과를 계산하여 제시한다. 이스라엘을 배경으로 연구한 Angrist and Lavy(1999, 표 4)는 CSR 정책은 5학년 학생들의 독해성적이 시행 이전에 비해 12.26%SD 증가한 것으로 보고한다.⁴²⁾ Project STAR를 효과를 측정한 Krueger(1999, 표 7)는 3년간 연속으로 소규모 학급의 경험은 성

40) 그러나 여전히 각 시험내용과 난이도가 나라별로 심지어 미국의 경우에는 주별로도 다르기 때문에 탄력성 개념과 동일하게 바꾼다고 하여도 비교가 100% 정확하다고 할 수 없다.

41) 로그 학급규모와 도구변수 간의 양의 상관관계는 [그림 1-2]의 (나)에서 확인된다.

42) Angrist and Lavy(1999)는 학급규모가 평균 33명에서 26명으로 7명 감소할 때 0.26SD만큼 성적이 증가한다고 보고했다. 학급규모가 감소하기 전 33명의 10%는 3.3명임으로, 학급규모가 10% 감소한다면0.123SD(=3.3x0.26/7), 즉 12.3%SD 만큼 성적이 증가하는 것으로 계산된다.

적을 5.75%SD 향상시키는 것으로 계산하였고, 이를 연평균으로 계산하게 되면 연간 1.92%SD 성적을 향상시키는 것으로 계산된다.⁴³⁾ Jepsen and Rivkin(2009, 표 5)은 캘리포니아의 CSR 정책이 2, 3, 4학년 학생들의 성적에 미친 영향을 조사하였으며, 학급규모가 10% 줄어들면 2학년 학생들의 수학과 독해성적이 각각 1.6%SD, 1.3%SD 올라간다고 보고하였다. 이 크기는 CSR로 인해 갑작스럽게 새로 채용된 교사들의 질이 나빠져 성적에 미친 부정적인 영향이 CSR의 긍정적인 효과의 일부를 상쇄하고 난 것이다.

본 연구와 동일한 도구변수를 활용한 Hoxby(2000a, 표 4)는 학급규모가 10% 줄어들면 4학년 학생들의 독해성적이 1%SD 향상되었고 6학년 학생들의 수학성적은 0.3%SD 증가한 것으로 보고했다. 그러나 통계적 유의성은 확인되지 않았다. 같은 방법을 사용한 Cho et al(2012, 표 6)은 학급규모가 감소하면서 5학년 학생들의 수학성적은 1.46%SD 만큼 유의하게 증가하였고 3학년 학생들의 독해성적도 1.29%SD만큼 유의하게 증가한 것으로 보고했다. Han and Ryu(2017, 표4)은 한국의 CSR정책이 고등학생의 국어, 수학, 영어성적을 평균적으로 0.07%SD 만큼 증가시켰다고 보고하였으나 통계적으로 유의하지 않았다.⁴⁴⁾

기존 연구를 종합하여 분석한 메타연구 간에도 학교급에 따른 CSR효과는 일치하지 않았다. 예컨대, Shin and Chung(2009)와 Robinson and Wittebols(1986)는 초등학생이나 유치원생과 같은 더 어린 학생들에게 CSR효과가 더 크다고 제시한 반면 Smith and Glass(1979)는 반대 결과를 제시했다. 본 연구에서 추정된 학급규모가 성적에 미친 영향의 크기는 국어, 수학, 영어 성적을 각각 0.97%SD, 0.65%SD, 0%SD로 계산되었

43) Krueger(1999)는 소규모 학급과 중규모 학급 간 학업성적은 0.2SD만큼 차이가 존재한다고 보고하였다. 소규모 학급들의 평균 학급규모는 15명이고 중규모 학급들의 평균 학급규모는 23명이었다(p.514). 즉 23명의 학급에서 8명이 감소할 때 0.2SD만큼 성적이 증가한 것이다. 23명의 10%는 2.3명으로, 학급규모가 10% 줄어든다면 0.057SD(=2.3x0.2/8), 즉 5.7%SD만큼 성적이 증가하는 것으로 계산된다.

44) 학급규모가 감소하기 전 평균 학급규모는 47.48명으로 10%는 4.748명이다. 즉, 11.88명 감소가 0.002SD만큼 성적을 증가시킨 것이다. 학급규모 10%가 줄어든 경우로 계산하면, 0.0007SD(=4.748x0.002/11.88), 즉, 0.07%SD 만큼 증가한 것으로 계산된다. 국어는 0.0016SD, 영어는 0.0019SD 만큼 증가하고 수학은 0.0010SD만큼 감소하는 것으로 Han and Ryu(2017)의 표 4에 보고되었다.

다. 이 영향은 CSR이 초등학교에 미친 영향에 비해 다소 작은 편에 속하는 것으로 보인다. Lazear(2001)은 학교급이 낮을수록 수업을 방해하지 않을 가능성이 p 가 낮아지기 때문에 최적학급규모는 작아야 하며, CSR 효과가 더 클 것이라는 결과를 제시하였다. 따라서 중학생을 대상으로 추정한 본 연구의 결과는 기존 연구에 비해 다소 낮은 것이다.

[부표 1-5] 기존 문헌에서 보고한 학급규모 효과

#	연구	CSR 식별 방법	과목 (학년)**	유 의 성	%SD
	본 연구	등록학생수의 외생적 변화	국어 (M, 9)	Y	-0.97
			수학 (M, 9)	N	-0.65
1	Angrist and Lavy (1999, Table 4)	이스라엘 CSR 정책(최대40명)	독해(E)	Y	-12.26
2	Kruger(1999)*	Project STAR	SAT***	Y	-1.92
3	Chingos (2012, Table 4)	미 플로리다주 CSR 정책	수학(M)	N	0.76
			독해(M)	N	-2.11
4	Jepse and Rivkin (2009, Table 5)	미 캘리포니아주 CSR 정책	수학(E,2)	Y	-1.6
			독해(E,2)	Y	-1.37
5	Fredriksson, Öckert and Oosterbeek (2013, Table 5)*	스웨덴 CSR 정책	IQ (E)	Y	-2.68
6	Hoxby (2000, Table 4)	등록학생수의 외생적 변화 미 코네티컷 CSR 정책	독해(E,4)	N	-1.03
			수학(E,6)	N	0.39
7	Cho et al. (2012, Table 6)	등록학생수의 외생적 변화(미 미네소타)	수학(E,5)	Y	-1.46
			독해(E,3)	Y	-1.29
8	Han and Ryu(2017)	한국 CSR 정책 (최대 35명)	수능성적 (H,12)	N	-0.07
9	Sims (2009, Table 2 & 4)	미 캘리포니아주 CSR(최대 20명)	수학(E, 5)	Y	-10.29

주: 저자가 계산. 학급규모가 10% 감소할 때를 기준으로 효과를 계산함. *:3년 연속으로 소규모 학급을 경험한 효과를 3으로 나누어 연평균 학급규모의 효과를 계산함. **(E): 초등학교, (M): 중학교, (H): 고등학교. ***SAT: Stanford Achievement Test

부 록 4. 비용-혜택 분석

본 절은 비용-혜택 분석을 제시한다. 한국을 배경으로 CSR이 학업성적에 미치는 효과를 살펴보았기 때문에, 한국을 배경으로 CSR이 임금에 미치는 영향을 살펴보아야 한다. 그러나 자료의 한계로 한국을 배경으로 한 CSR의 장기적 효과를 고찰한 문헌은 없다. 따라서 본고에서는 스웨덴을 배경으로 CSR의 장기효과를 연구한 Fredriksson(2013)의 결과를 활용하여 비용-혜택 분석을 진행하고 결과 해석할 때 유의할 사항에 대해 논의한다.

우선 전교생 수가 고정되어 있다면 중학교 3학년의 평균 학급수가 1개 증가하는 경우 학급규모는 줄어들 것이다. 본 연구에서 활용하는 자료에서는 평균 학급수가 1개 증가하는 경우 평균 학급규모는 3.5명 감소하는 것으로 계산된다. 학급규모 감소혜택은 전교생(D)이 혜택을 받을 것이다. 이때 Fredriksson(2013)에서 학급규모 1명이 감소할 때 성적은 0.2SD 증가하며 장기적으로 임금은 4% 증가한다고 제시하였다. 이를 본 연구에 적용하면 평균학급규모 3.5명이 감소할 때 임금은 0.284% 증가하는 것으로 계산된다. 한국 임금직무정보시스템에서 제시한 2021년 연령별 분위별 평균임금을 활용하여 생애임금을 계산하였다.⁴⁵⁾ 중위수준은 학급수가 1개 증가하면 추가적인 생애임금은 대략 10억원으로 계산되며, 상위75% 수준은 16억원으로 계산되었다. 한편 본 연구에서 추가적인 비용은 학급수 1개를 늘리는데 필요한 교사 1명의 생애임금으로 보았다. 교사 1인당 생애임금은 17억원에서 30억원으로 현직 교사들이 계산한 값을 활용하였다. 계산의 자세한 내용은 [부표 1-6]에 제시하였다. 이 결과를 토대로 한국의 CSR 정책 시행여부를 판단한다면 효율적이지 않을 수 있다.

그러나 이렇게 결론을 내리기에는 한국과 스웨덴의 배경이 다르다는 점을 고려해야 한다. 우선 임금 증가 정도가 달라도 수혜자들이 느끼는

45) 5세 단위로 제시되어 각 구간에서는 동일한 임금을 받는 것으로 계산하였다. 임금에 대한 정보이기 때문에 통상 입직하고 퇴직하는 시기인 20-59세까지를 생애근로연령으로 고려하였다.

혜택이 유사할 수 있다는 점이다. [부표 1-6]을 보면 CSR이 스웨덴의 학업성적에 미치는 영향이 한국에 미치는 것에 비해 10배 더 크기 때문에 임금 증가 효과도 마찬가지로 스웨덴이 한국에 비해 10배 더 큰 것을 알 수 있다. 학급규모 1명 감소시 스웨덴은 0.8% 증가하지만 한국은 0.08% 증가한다. 복지국가인 스웨덴에 비해 한국은 불평등 수준이 높다. 평등에서 오는 효용이 한국의 경우에는 클 수가 있어서 임금이 스웨덴에 비해 작게 증가하더라도 한국 수혜자들의 효용증가는 더 클 수 있다. 또한 스웨덴은 세율이 높기 때문에 한국의 경우 가처분 임금이 더 높을 수 있다. 두 번째로 유의할 점은 스웨덴과 성적효과가 동일하지 않기 때문에 스웨덴 CSR의 장기적인 영향을 한국에 바로 적용할 수 없을 수 있다. 스웨덴에 비해 한국은 사교육과 같은 공교육을 보충하는 행동들을 많이 한다. 그런 가운데, CSR이 학업에 미치는 긍정적인 영향이 발견되었다면, 같은 크기로 증가하였을 때 한국의 경우 학급규모의 역할이 더 클 수 있기 때문이다. 스웨덴 CSR의 효과가 한국의 CSR 효과에 비해 10배 더 크다고 하더라도 교육적인 환경을 고려한다면 두 영향은 유사할 가능성이 있는 것이다. 마지막으로 유의할 점은 한계비용이 증가할 수 있다. 본 절에서 한계비용을 계산할 때 교사 1명의 생애임금만을 고려하였다. 그러나 학급을 늘리기 위해서는 교실 건축비, 기자재 구입비 등과 같은 부대비용이 필요할 것이다. 따라서 이러한 요소들을 고려한 이후에 스웨덴 CSR의 장기적인 영향을 한국에 적용할 수 있을 것으로 보인다.

[부표 1-6] 비용-혜택 분석

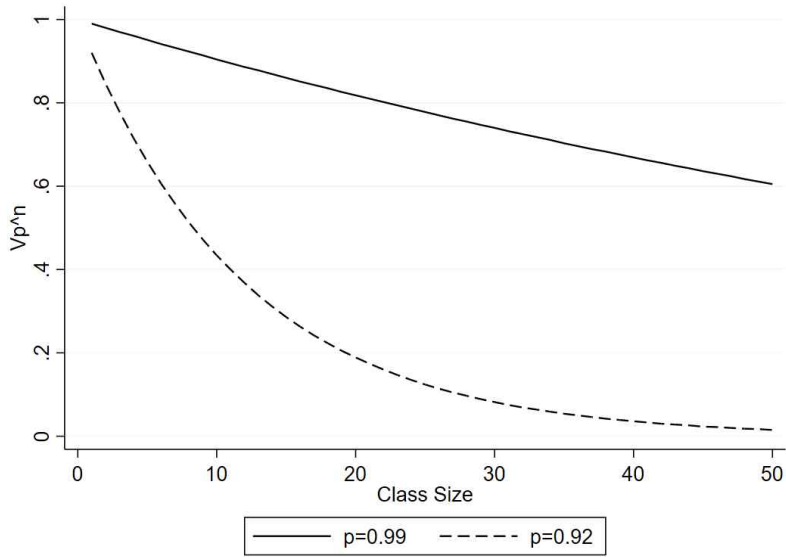
	(1)	(2)	(3)
	학급규모(명)	성적(SD)	임금(%)
Fredricksson(2013)	5	0.200	4.000
본 연구	1	0.004	0.080
학급수 1개 증가			0.284(A)
평균학급수(개)	8.14(=B)	혜택받는 학생 (전교생)	267.47(=D=B*C)
평균학급규모(명)	32.49(=C)		
학급수 1개 증가이후	28.935		
평균학급규모	(=E=D/(B+1))		
평균학급규모 변화분	3.555(=C-E)		
		중위 수준	상위75% 수준
생애소득		1,432,408,000(=F1)	2,156,761,000(F2)
3.55명 감축시		4,073,430	6,133,319
1인당 혜택		(=G1=F1xA)	(=G2=F2xA)
총혜택		1,077,294,287	1,622,070,181
		(=G1xD)	(=G2xD)

주: 학생의 생애소득은 2021년 5세 단위 연령별 분위별 평균 연봉자료를 활용하여 계산
(임금직무정보시스템)

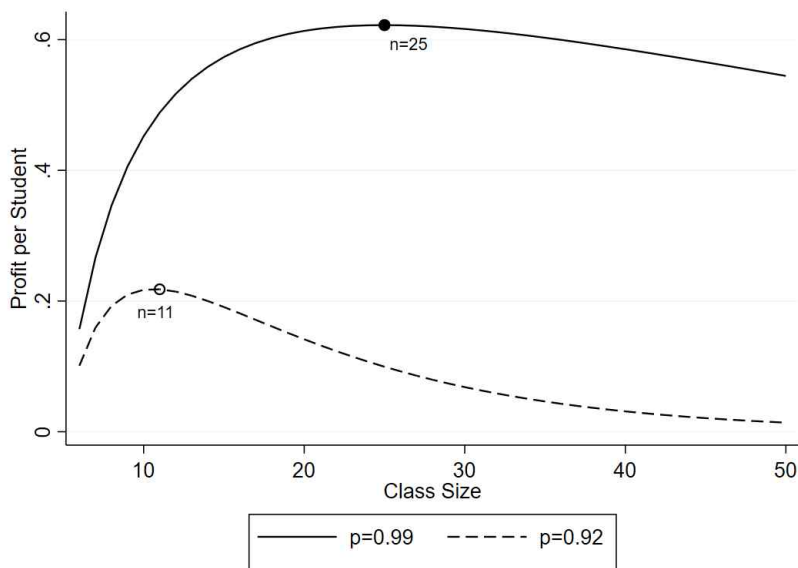
기타 부도와 부표

[부도 1-1] P에 따른 학급규모 감소효과(%p)

(가) P에 따른 성과 변화

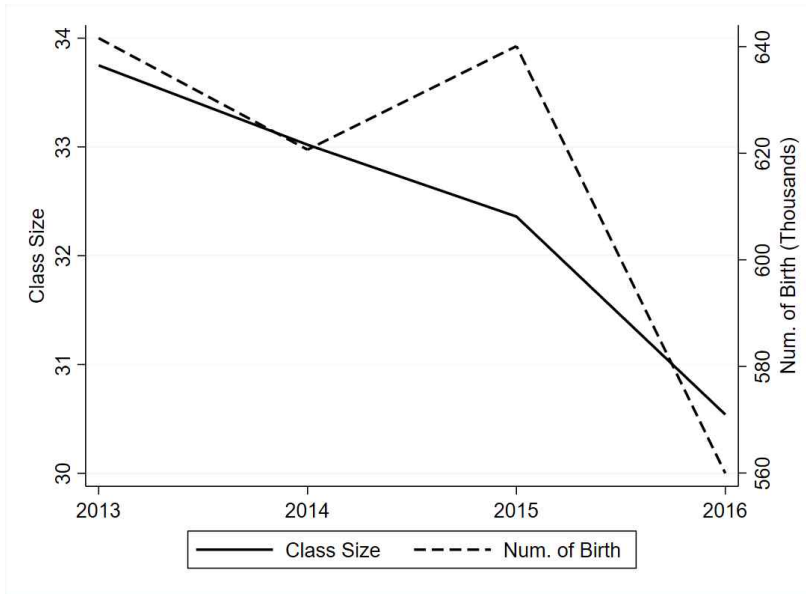


(나) P에 따른 이윤변화



주: (가)와 (나)는 각각 Lazear(2001)의 식(1a)과 식(1)을 활용하여 그림

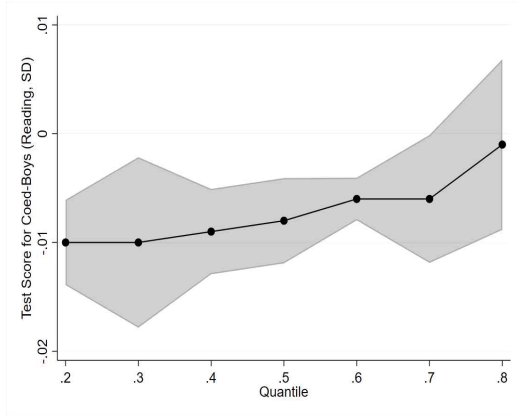
[부도 1-2] 평균학급규모와 출생아 수의 변화(명)



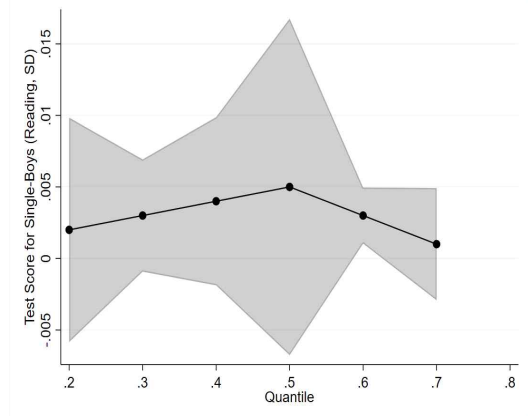
주: 평균학급규모는 연구 분석기간과 동일하게 2013~16년에 해당하는 값이며, 출생아 수는 연구 기간에 중학교 3학년인 학생들이 태어난 시기인 1998~2001년 출생아수는 1998년 641,594명, 1999년 620,668명, 2000년은 640,089명, 2001년은 559,945명임(통계청). 2001년 신생아수는 2000년에 비해 80,155명 감소하였으며, 이는 2016년 학급규모가 큰폭으로 감소한 현상과 연관이 있는 것으로 보임.

[부도 1-3] 분위에 따른 효과: 남학생

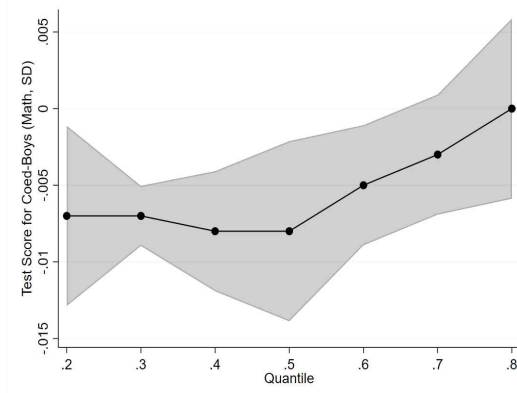
(가) 국어: 남녀공학



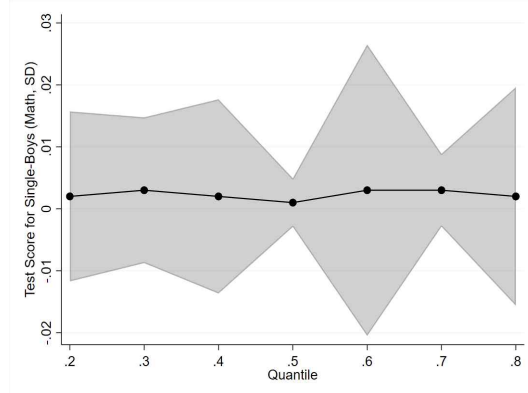
(나) 국어: 단성학교



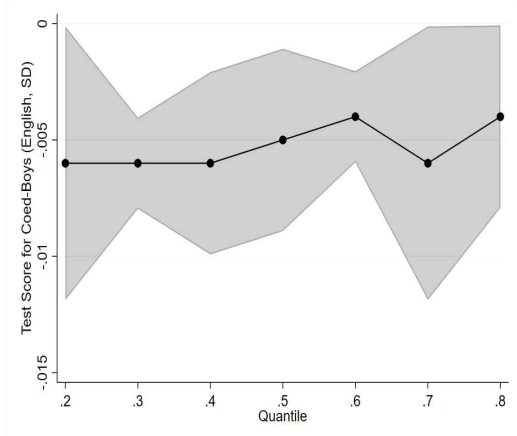
(다) 수학: 남녀공학



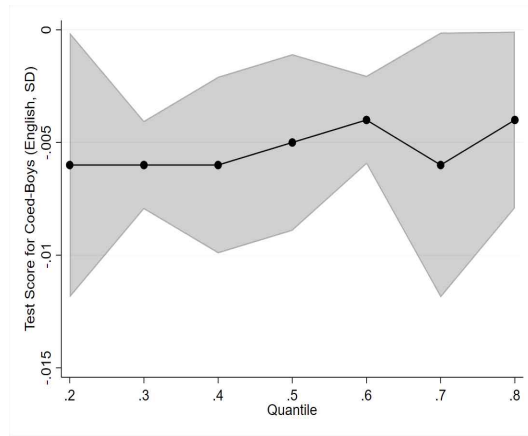
(라) 수학: 단성학교



(마) 영어: 남녀공학



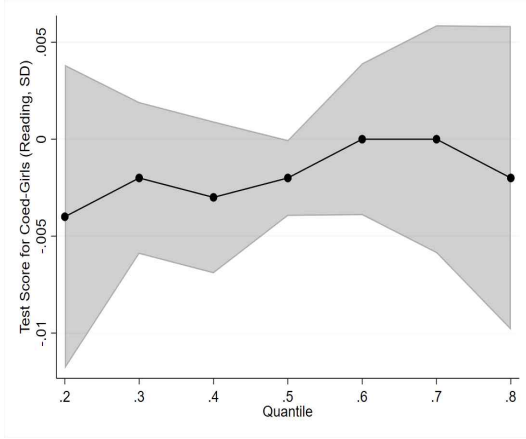
(바) 영어: 단성학교



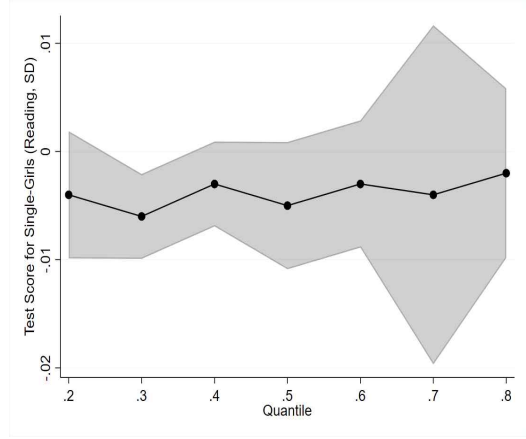
주: X축은 성적 분위기를 의미하고, Y축은 계수추정치를 의미함. Powell(2022)를 통해 개발된 분위회귀분석 추정치에 의해 추정된 계수값임. 성적은 평균 0, 표준편차 1로 표준화됨. 계수추정치는 학급규모가 1명 감소했을 때 변하는 추정치를 의미함.

[부도 1-4] 분위에 따른 효과: 여학생

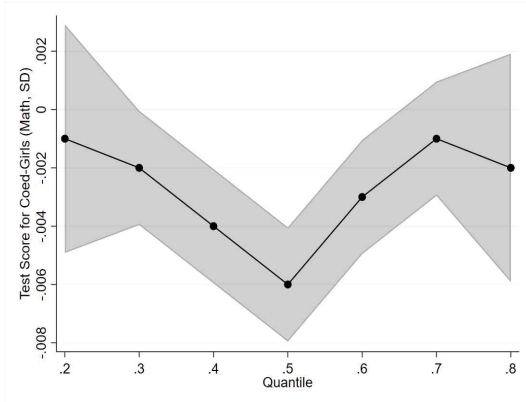
(가) 국어: 남녀공학



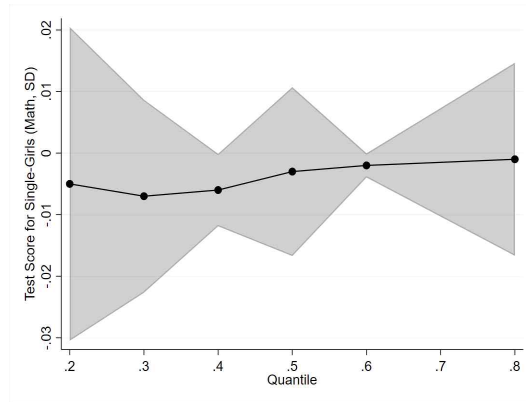
(나) 국어: 단성학교



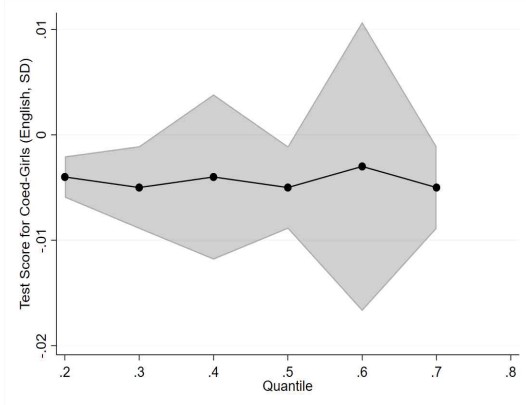
(다) 수학: 남녀공학



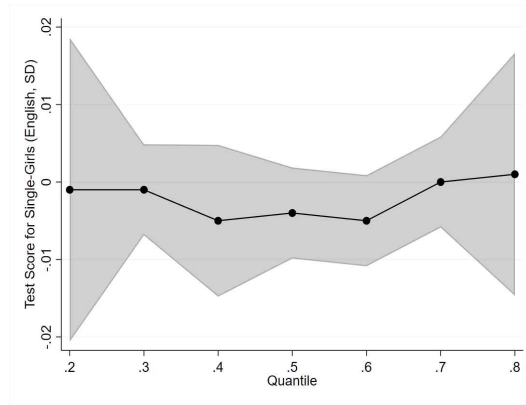
(라) 수학: 단성학교



(마) 영어: 남녀공학



(바) 영어: 단성학교



주: X축은 성적 분위기를 의미하고, Y축은 계수추정치를 의미함. Powell(2022)를 통해 개발된 분위회귀분석 추정치에 의해 추정된 계수값임. 성적은 평균 0, 표준편차 1로 표준화됨. 계수추정치는 학급규모가 1명 감소했을 때 변하는 추정치를 의미함.

[부표 1-7] 중학교와 중학생 수의 비교

	중학교 수			중학교 3학년 학생 수		
	KESS (A)	EDSS (B)	B/A (%)	KESS (A)	EDSS (B)	B/A (%)
2013	3,213	2,482	77.25	610,271	468,984	76.85
2014	3,224	2,466	76.49	590,098	450,750	76.39
2015	3,239	2,465	76.10	596,066	450,689	75.61
2016	3,256	2,432	74.69	525,256	394,582	75.12
계	12,932	9,845	76.13	2,321,691	1,765,005	76.02

주: KESS를 통해서 전체 중학교와 중학생 수를 확인함(kess.kedi.re.kr). 학교자료 기준으로는 2,518개의 학교가 4년동안 모두 관측됨.

[부표 1-8] 학급수가 같은 기간에 따른 학생과 학교 수의 비중 (명, %)

학급수가 같은 기간(년)	학생수	비중	학교수	비중
1	52,909	3.0	184	1.83
2	749,550	42.47	3,104	30.82
3	570,273	32.31	2,788	27.68
4	392,273	22.23	3,966	39.67
계	1,765,005	100	10,072	100

주: 학급수가 같은 기간이 1년인 경우 매년 학급수를 변경한 학교를 의미함. 2년인 경우는 분석기간 4년 중 2년만 학급수가 같다는 것을 의미함.

[부표 1-9] 로그학급규모가 학업성적에 미치는 영향(FE-IV)

변수	국어			수학		
	(1) 전체	(2) 남녀 공학	(3) 단성 학교	(4) 전체	(5) 남녀 공학	(6) 단성 학교
로그 학급 규모	-0.078*** (0.030)	-0.098*** (0.034)	-0.012 (0.058)	-0.050 (0.031)	-0.065* (0.036)	0.008 (0.058)
여학생	0.389*** (0.003)	0.389*** (0.003)		0.049*** (0.003)	0.049*** (0.003)	
연도 FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
학교- 학급수FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
표본수	1,763,566	1,239,588	523,979	1,764,185	1,240,104	524,082
F값	2039.85			2039.40		

[부표 1-9] 계속

변수	영어		
	(7) 전체	(8) 남녀 공학	(9) 단성 학교
로그 학급 규모	-0.009 (0.030)	-0.025 (0.034)	0.046 (0.060)
여학생	0.296*** (0.003)	0.296*** (0.003)	
연도 FE	Y	Y	Y
학교- 학급수FE	Y	Y	Y
표본수	1,764,324	1,240,212	524,113
F값	2039.44		

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 중학교 3학년 평균학급규모를 의미함. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

[부표 1-10] 학생 성별과 학교성별구성에 따른 학급규모 효과의 차이 검증

(가) 국어				
	남녀공학-남	남녀공학-여	단성학교-남	단성학교-여
남녀공학-남		0.003 (0.002)	0.008** (0.004)	0.003 (0.003)
남녀공학-여			0.005 (0.004)	-0.001 (0.003)
단성학교-남				-0.005 (0.004)
(나) 수학				
	남녀공학-남	남녀공학-여	단성학교-남	단성학교-여
남녀공학-남		0.004* (0.002)	0.007* (0.004)	0.003 (0.003)
남녀공학-여			0.003 (0.004)	-0.001 (0.003)
단성학교-남				-0.004 (0.004)
(다) 영어				
	남녀공학-남	남녀공학-여	단성학교-남	단성학교-여
남녀공학-남		0.001 (0.002)	0.006* (0.004)	-0.000 (0.003)
남녀공학-여			0.005 (0.004)	-0.001 (0.003)
단성학교-남				-0.006 (0.004)

주: 가로축을 대상으로 추정된 학급규모 효과에서 세로축을 대상으로 추정된 학급규모 효과를 뺀 값. [표 1-5]의 (가)에 제시된 추정된 계수를 활용. 학급규모와 각 그룹과의 교호항을 활용하여 검증함. 예컨대, 단성학교 남학생의 국어성적에 미치는 효과(0.002)에서 남녀공학 남학생의 국어성적에 미치는 효과(-0.006)을 뺀 값인 0.008값의 유의성을 검증함.

[부표 1-11] 지역과 학교성별구성에 따른 학급규모 효과의 차이 검증

(가) 국어				
	도시-남녀공학	비도시-남녀공학	도시-단성학교	비도시-단성학교
도시-남녀공학		-0.001 (0.003)	0.003 (0.003)	0.004 (0.004)
비도시-남녀공학			0.004 (0.003)	0.005 (0.004)
도시-단성학교				0.001 (0.004)
(나) 수학				
	도시-남녀공학	비도시-남녀공학	도시-단성학교	비도시-단성학교
도시-남녀공학		-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.005)
비도시-남녀공학			0.003 (0.003)	0.005 (0.004)
도시-단성학교				0.001 (0.005)
(다) 영어				
	도시-남녀공학	비도시-남녀공학	도시-단성학교	비도시-단성학교
도시-남녀공학		-0.003 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.004)
비도시-남녀공학			0.005 (0.003)	0.002 (0.004)
도시-단성학교				-0.003 (0.004)

주: 가로축을 대상으로 추정된 학급규모 효과에서 세로축을 대상으로 추정된 학급규모 효과를 뺀 값. [표 1-5]의 (나)에 제시된 추정된 계수를 활용. 학급규모와 각 그룹과의 교호항을 활용하여 검증함. 예컨대, 비도시지역의 남녀공학의 국어성적에 미치는 효과(-0.005)에서 도시지역의 남녀공학의 국어성적에 미치는 효과(-0.004)을 뺀 값인 -0.001값의 유의성을 검증함.

[부표 1-12] 학생 성별, 지역, 학교성별구성에 따른 학급규모효과의 차이 검증

변수	(1) 국어	(2) 수학	(3) 영어	(4) 국어	(5) 수학	(6) 영어
	도시-남녀공학 남학생			도시-남녀공학 여학생		
학급규모	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.001 (0.003)
표본수	536,472	536,717	536,760	501,733	501,935	501,984
	도시-단성학교 남학생			도시-단성학교 여학생		
학급규모	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.004 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
표본수	235,346	235,411	235,417	214,111	214,147	214,166
	비도시-남녀공학 남학생			비도시-남녀공학 여학생		
학급규모	-0.007*** (0.002)	-0.006** (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
표본수	106,146	106,180	106,187	95,236	95,271	95,280
	도시-남녀공학 남학생			도시-단성학교 여학생		
학급규모	0.004 (0.005)	0.005 (0.006)	0.005 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.008* (0.004)
표본수	39,432	39,436	39,440	35,089	35,087	35,089

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 학급규모는 중학교 3학년 평균학급규모를 의미함. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함 [표 1-4]와 통제변수는 동일함.
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

[부표 1-13] 남녀공학 분위회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8
(가) 국어							
학급규모	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.005*** (0.003)	-0.009*** (0.002)
여학생	0.445*** (0.003)	0.390*** (0.003)	0.361*** (0.002)	0.328*** (0.003)	0.314*** (0.002)	0.321*** (0.003)	0.305*** (0.003)
표본수	1,239,588						
(나) 수학							
학급규모	-0.004 (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.005*** (0.002)	-0.007*** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.003)
여학생	0.140*** (0.004)	0.088*** (0.003)	0.049*** (0.002)	0.018*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.040*** (0.002)	-0.075*** (0.004)
표본수	1,240,104						
(다) 영어							
학급규모	-0.004*** (0.001)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.004** (0.002)	-0.002 (0.017)
여학생	0.337*** (0.003)	0.291*** (0.003)	0.265*** (0.003)	0.235*** (0.003)	0.228*** (0.003)	0.234*** (0.003)	0.221*** (0.029)
표본수	1,240,212						
연도 FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
학교 FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 중학교 3학년 평균학급규모를 의미함. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함. 각 분위별 학급규모의 효과는 Powell(2014)가 개발한 분위회귀추정치에 의해 추정됨. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

[부표 1-14] 단성학교 분위회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8
(가) 국어							
학급규모	-0.001 (0.007)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.007)	-0.000 (0.003)
표본수	523,979						
(나) 수학							
학급규모	-0.002 (0.026)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.018)	0.001 (0.014)	0.001 (0.012)	-0.004 (0.031)
표본수	524,082						
(다) 영어							
학급규모	0.001 (0.009)	0.002 (0.002)	0.001 (0.003)	0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.022)
표본수	524,113						
연도 FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
학교 FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

주: 각 계수의 표준오차는 학교별 군집화를 통해 계산됨. 모든 성적은 표준화됨. 중학교 3학년 평균학급규모를 의미함. 학급규모에 대한 추정치는 학급에서 한 명이 줄어들 때 변하는 성적 크기(SD)를 의미함. 각 분위별 학급규모의 효과는 Powell(2014)가 개발한 분위회귀추정치에 의해 추정됨. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

제 2 장 직업교육 개혁이 진로결정에 미친 직접적인 효과와 파급효과: 마이스터고등학교를 중심으로

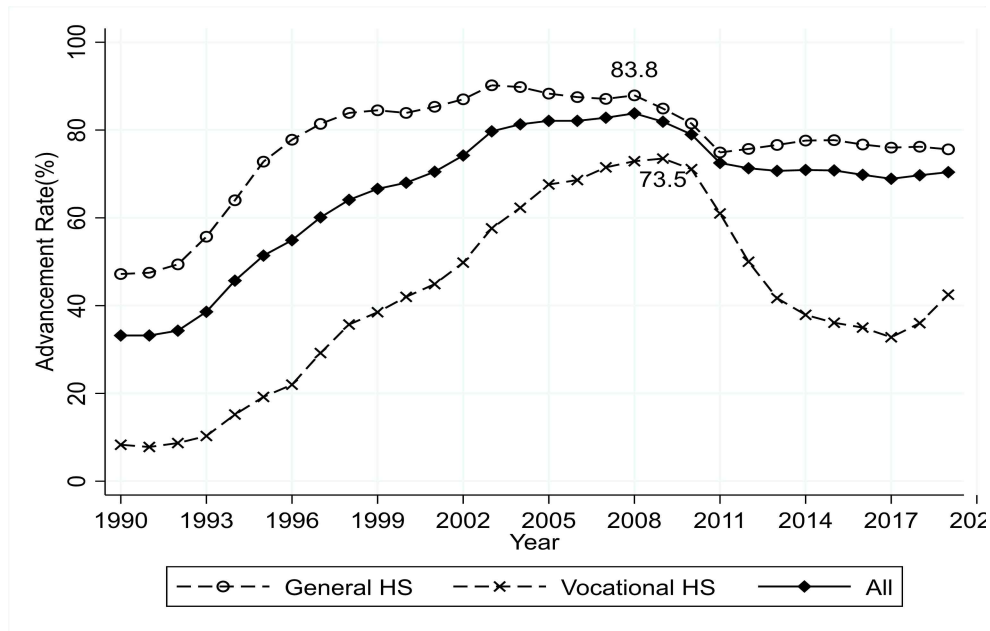
제 1 절 서론

직업교육 개혁은 청년 실업과 노동시장의 미스매치를 해결하기 위해 여러 국가에서 고려하는 방법이다. 세계의 약 25% 청년들이 교육이나 훈련을 받지 않으며 취업상태에도 있지 않은데(NEET), 이를 해결하기 위해 많은 나라들은 마이스터(Meister)제도라는 독일의 직업교육제도에 주목하였다(The Economist, 2013). 한국 정부도 2010년 마이스터고등학교 도입을 중심으로 직업교육을 개혁하여 중견기술인력의 부족과 청년 실업 문제를 해결하고자 하였다.⁴⁶⁾ 중견기술인력의 공급이 부족한 것은 중학생이 전문계고 진학을 기피하고, 전문계고에 진학하여도 전문계고의 목적과 달리 대학진학으로 이어지는 현상과 관련된다. 한국은 2020년 기준 25~34세 인구에서 고등교육을 받은 인구의 비중이 OECD 국가 중에서 가장 높다(OECD, 2021). [그림 2-1]에서 확인할 수 있듯이 인문계고와 전문계고의 대학진학률은 각각 83.8%(2008년)과 73.5%(2009년)까지 높아졌다. 이후 전문계고의 대학진학률은 감소하였지만, 여전히 이전 수준에 비해 높다. 이에 더해 인문계고로 진학하는 중학생 비중은 OECD

46) 마이스터고의 도입 목적과 관련한 내용은 “마이스터고 기본 육성계획”(교육과학기술부, 2008)과 장명희 외(2008)의 “한국형 마이스터고 도입 및 육성 방안”을 참고하여 작성하였다. 교육적 관점으로 마이스터고 정책은 학생들의 적성과 능력에 따라 고등학교를 선택할 수 있도록 중등교육을 다양화, 특성화, 자율화한다는 정책 취지를 바탕으로 진행되는 ‘고교 다양화 300 프로젝트’의 국정과제의 일환으로 시행되었다(한국경제60년사편찬위원회, 2010, pp459~460).

의 평균 진학률에 비해 높고 전문계고로 진학하는 비중은 낮았다(OECD, 2016).

[그림 2-1] 대학진학률(% , 1990~2019)



주: 위의 선은 인문계고, 가운데 선은 전체 고등학교, 아래 선은 전문계고의 대학진학률을 의미함. 연도별 고등학교 졸업자 대비 진학자의 비중으로 계산함. 2010년 이후 일반계고는 일반고, 자율고, 마이스터고를 제외한 특목고를 포함하며, 전문계고는 특성화고와 마이스터고를 포함.

자료: 교육통계서비스(kess.kedi.re.kr)

한국 정부는 전문계고의 체계적이지 않은 직업교육이 학생들에게 명확한 진로와 비전을 제시해 주지 못한다는 점을 이러한 현실의 주된 원인으로 지적하였다. 가령, 최신 기술내용이 반영되지 못한 교육과정, 최신 산업수요를 파악하지 못하고 설계된 교육내용, 산발적이고 형식적인 산학연계, 열악한 실습시설, 현장 경험이 적은 교사, 체계적이지 않은 취업지도 등과 같은 문제들이 그것이다. 이로 인해 학생들이 직업교육을 받는다고 해도 명확하게 진로를 설정하지 못하고 맹목적으로 대학으로 진학하여 비효율적인 방법으로 인적자본을 축적하거나 무직으로 남는 경우가 많아졌다는 것이다.⁴⁷⁾ 따라서 한국 정부는 마이스터고를 통한 직업교육의 개혁으로 양질의 직업교육을 받은 학생들이 적성을 찾고 장래 희

망과 명확한 비전을 갖고 전문가로 성장하여 산업계 수요에 부응할 인력을 양성하고자 하였다.⁴⁷⁾ 즉, 마이스터고 도입으로 더 많은 학생이 직업교육을 받고, 직업교육을 받은 학생들을 취업으로 연결하고자 하였다.

본 연구는 2005년에서 2017년 동안 단계적으로 개교한 마이스터고의 지역과 시기의 변화를 활용하여 마이스터고 도입이 학생들의 진로 선택에 미친 영향을 고찰한다. 우선 마이스터고가 도입된 지역의 마이스터고를 선택하지 않은 중학생의 고등학교 계열 선택에 미친 파급효과와 이 학생들이 고등학교에 진학한 후 진로 선택에 미친 파급효과를 살펴본다. 분석 결과 마이스터고 도입 이후, 중학생의 인문계고 진학자는 감소하였고 전문계고 진학자는 증가하였다. 이는 정책 목적과 부합하는 결과이다. 또한 인문계고 졸업자의 대학진학률은 유의미하게 증가한 반면, 전문계고 졸업자의 대학진학률은 소폭 증가하고 취업률은 감소하였다. 인문계고의 대학진학률 증가는 인문계고로 진학한 중학생들이 감소했기 때문이며, 대학진학자는 감소하였다. 이는 성적이 우수한 중학생들이 대학을 위한 전략으로 전문계고에 진학했기 때문일 수 있다. 반면 전문계고의 대학진학률 증가는 대학진학자의 증가에 의한 것으로 계산되었다. 이는 대학진학을 위해 전략적으로 전문계고에 진학했거나 전문계고의 개선된 교육 체계와 고졸 취업에 대한 기대가 실망으로 바뀌었기 때문일 수 있다. 만일 후자의 이유 때문이라면 선택의 여지 없이 맹목적으로 대학을 진학했을 수 있으며 또는 입대 및 무직으로 선택을 변경했을 수 있다. 반면, 마이스터고로 전환된 전문계고의 대학진학률 감소와 취업률 증가폭은 상당하였으며, 이것이 마이스터고 도입의 직접적인 효과라 할 수 있다.

결국 마이스터고 도입은 마이스터고의 대학진학률을 감소시키고 전문계고의 대학진학률을 증가시켰는데, 마이스터고와 전문계고의 영향을 합

47) 한국은 전체 청년(15-29세) 중 20.9%가 NEET인 것으로 확인되었으며, 이는 OECD 국가 중 4위에 해당하는 높은 수준이다(한국고용정보원, 2022). 전문계고(현재는 특성화고) 졸업생 중 무직자 및 미상(기타)의 비율은 2020년 28.1%로 이는 2011~21년 기간 중 가장 높았다(한국직업능력연구원, 2022).

48) 정부는 '선취업 후진학' 제도로 마이스터고를 홍보하고 있다. 이는 진로에 대한 고민이나 목적 없이 맹목적으로 진학하여 전문계고에서 배운 내용을 반복해서 배우는 등의 비효율적인 진학을 줄이는 것이 목적이다.

하여 계산하였을 때, 직업교육을 받는 졸업생의 대학진학률을 0.42%p 감소시켰다. 이는 정책목적과 부합한다. 그러나 전문계고의 대학진학자 증가와 취업자 감소는 의도하지 않은 결과이다. 정부의 의도대로 전문계로 진학한 학생들이 최종적으로 고졸 취업으로 이어지게 하기 위해서는 마이스터고로 전환되지 않은 전문계고에도 개혁이 필요하다는 것을 시사한다.

본 연구는 다음의 세 종류의 문헌에 기여한다. 첫째, 중학생의 계열선택(Tracking Effect) 및 진로선택과 관련된 문헌에 기여한다. 개인 수준에서 회귀단절모형을 활용하여 계열 선택 시기가 계열 선택에 미치는 영향에 대해 연구한 문헌이 다수 존재한다.⁴⁹⁾ 공통적으로 계열 선택 시기가 늦을수록 부모의 영향을 덜 받으며 인문계열을 선택할 확률이 높았다(독일: Muhlenweg and Puhani, 2010; Biewen and Tapalaga, 2017; Lange and Werder, 2017; Van de Werfhorst 2019; 네덜란드: Borghans, 2020; 루마니아: Malamud and Pop-Eleches, 2011). 부모의 학력이 낮은 경우 직업교육을 받을 확률이 높아지는 것으로 확인되었다. 그러나 이 경우 계열 선택 시기가 이전보다 늦어지게 되면 직업교육을 받을 확률이 낮아졌다(Piopiunik, 2014).

한편, 부모의 소득에 비해 부모의 학력과 직업(Dustmann, 2004) 또는 자녀에 대한 열정과 양육능력(Tamm, 2008)이 자녀의 선택에 미치는 영향이 더 큰 것으로 확인되었다. 또한 모의 학력이 딸의 계열 선택에 유의미한 영향을 미치며(Tansel, 2002), 부모의 위험선호도가 높을수록 자녀가 지원하는 학교의 순위가 높아졌다(독일: Wolfel and Heineck, 2012; 네덜란드: Buser et al., 2014). 초등학생을 대상으로 한 연구이지만 계열 선택에는 부모보다 교사의 영향이 더 크다는 결과를 Kornfeld and Ochsen(2015)은 제시한다. 학교 수준에서의 연구로 Maurin and McNally(2007)는 인문계고의 정원 확대가 인문계열로의 진학을 늘렸다고 보고하였다. 조사한 바에 따르면 직업교육기관의 개혁이 학생들의 계열선택에 미친 직접적인 영향과 이로 인한 파급효과를 살펴본 문헌은 없

49) 계열선택 시기가 빠른 초등학교 고학년 때 계열을 결정하는 독일에서 특히 연구가 활발하다.

는 것으로 확인된다.

둘째, 본 연구는 대학진학결정에 미친 요인을 분석한 문헌에 기여한다. 기존문헌에서 발견한 대학진학 결정요인으로는 지역 내 4년제 대학의 존재여부, 전년도 학교별 대학진학률, 자영업 비중과 같은 거주지역의 특징이 있다. 특히, 지역의 높은 자영업 비중은 해당 지역의 대학진학률을 낮췄다(Tansel, 2002; Spiess and Wrohlich, 2010). 부모가 운영하는 가게나 기업이 자녀들에게는 선택할 수 있는 진로 중 하나로 고려되고 있었다. Dillon and Smith(2017)는 교육기관과의 근접성을 대학진학 결정요인으로 제시하며, 50마일(약 80km) 내에 고등교육기관이 존재하는 경우 대학에 진학할 확률이 높아진다고 보고하였다.

셋째, 본 연구는 한국의 마이스터고 연구에 기여한다. 기존 연구는 마이스터고 졸업생의 노동시장 성과에 미친 영향에 관한 연구가 주를 이룬다. 양정승, 김유미(2014)는 이중차분법을 통해 전문계고와 마이스터고 졸업생의 노동시장 성과를 비교한 결과 마이스터고 졸업생의 취업률은 유의하게 증가하나 임금은 유의하게 다르지 않은 것으로 보고하였다. 또한 적확매칭(Coarsened Exact Matching) 방법을 활용하여 전문계고 졸업생과 마이스터고 졸업생의 성과를 비교한 김강호(2017)는 마이스터고 졸업생의 취업률이 높고 일자리의 질도 더 좋은 것으로 보고하였다. 임금도 10~23% 더 높은 것으로 보고하였다. 한편 이중차분법을 활용한 김난영(2019)은 마이스터고 졸업생의 취업률은 증가하고 학업중단률이 감소하나 유의미하지 않다는 결과를 보고하였다.⁵⁰⁾ 통계적 유의성을 고려하지 않는다면 전반적으로 마이스터고 졸업생들은 전문계고 졸업생보다 노동시장 성과가 더 좋은 것으로 확인되었다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 마이스터고 정책과 이 정책이 진로선택에 영향을 줄 수 있는 가능성 있는 경로를 제시하고 제3절에서는 자료와 추정방법을 소개한다. 4절에서는 실증분석 결과를 제시하고

50) 교육학 문헌에서는 공통으로 전문계고에 비해 마이스터고 졸업생이 노동시장에서 긍정적인 평가를 받고 있다고 보고한다. 또한, 마이스터고 졸업생은 스스로에 대한 평가와 직장만족도 등도 높았다(김종우 외, 2015; 배상훈 외, 2013; 장명희, 2012).

논의한 뒤, 제5절에서 결론을 맺는다.

제 2 절 배경과 가설

2.1 마이스터고 정책의 시행

마이스터고는 산업수요 맞춤형 고등학교이다. 2008년 이명박 정부는 마이스터고 육성 정책을 새 정부 중점국정과제로 선정하여 마이스터고에 막대한 재정을 지원하며 운영하였다. 정부는 전문계고의 일부를 단계적으로 전환하여 최종적으로 50개교의 마이스터고를 전국에 도입하고자 하였다. 구체적으로 기숙사비와 학비의 면제, 취업 이후의 대학진학 비용 지원과 더불어 교육과정의 전면 자율화, 수요맞춤형 교육, 현장전문가 확보, 체계적인 산학협력,⁵¹⁾ 어학교육, 소규모 학급운동을 통한 도제식 교육, 자격증 교육 및 동아리 활동을 위한 방과 후 활동, 교사 연수, 취업준비반 운영 등의 전폭적인 지원을 한다.⁵²⁾

그런데 만일 마이스터고의 선정 기준이 중고등학생의 진로선택과 연관되었다면 추정 시 편의를 발생시킬 수 있다. 가령 마이스터고 선정 과정 중에 ‘산학협력 가능성’ 항목에 높은 가중치를 부여한다면, 근처에 기업이 많은 지역의 전문계고가 선정될 확률이 높다. 이러한 전문계고의 취업률은 높고 반대로 진학률은 낮을 가능성이 있다. 중학생 역시 마이스터고 도입 전부터 인문계고에 비해 전문계고에 진학하는 경향이 있을

51) 마이스터고는 활발한 산학협력을 위해 강소기업 및 대기업과 산학협력 양해각서(MoU)를 체결한다. 그 내용에는 ① 산학협력 관계 구축을 통한 학생 채용; ② 인턴십 활동에 대한 교육 지원; ③ 교사 연수 및 학생 체험학습; ④ 학생 취업을 위한 기업체의 정보제공; ⑤ 학생 및 교직원을 대상으로 한 현장지식 교류 등의 내용을 포함한다. 기업과 이러한 적극적인 교류를 통해 마이스터고는 학생들에게 양질의 직업교육을 제공해 줄 수 있게 되었다. 단, 아무리 채용에 대한 내용이 MoU에 제시되어 있다고 해도 노동시장의 수요와 기업 사정, 그리고 학생들의 수준에 따라 채용 수준은 달라질 수 있기 때문에 정확한 채용 명수는 명시하지 않았다(meister.go.kr; 2023. 8. 5. 접속).

52) 이외에도 군복무 입영연기, 군복무 시 마이스터고 육성 분야와 연계된 특기 분야에서 근무, 어학교육, 해외 기업과의 연계를 통해 해외 진출을 촉진한다. 취업 이후 대학진학 시 비용지원은 기업에 고용보험기금을 환급해주는 방식을 통해 가능하다. 또한, 정부는 기업이 기업 내 사내대학을 설치하거나 계약학과를 설치할 때 설립규제를 완화해 주며, 고용보험기금을 통해 학생들에게 등록금을 빌려주기도 한다.

수 있다. 이런 경우 마이스터고가 존재하는 지역과 그렇지 않은 지역의 전문계고와 중학교 졸업생 간에는 마이스터고 도입 전부터 진학률에 차이가 존재할 수 있다. 이러한 차이는 마이스터고의 도입이 전문계고 졸업생의 진학률에 미치는 영향이나 중학생의 전문계고로의 진학률에 미치는 영향을 과소 추정되게 한다. 따라서 본 소절에서는 마이스터고의 선정 방식을 살펴보고 편익의 발생 가능성에 대해 논의한다.

정부는 모든 중학생이 마이스터고에 접근할 수 있도록 마이스터고를 지역별로 균형 있게 선정하고자 하였다. 전환하고자 하는 전문계고는 시도 수준에서 선정되었다. 우선 시도교육감은 시도 내 전문계고를 대상으로 지역전략산업과 마이스터 분야의 적합성, 학교 기본여건 등을 고려하여 예비심사를 한다. 예비심사를 최종적으로 통과한 2개교 이상의 전문계고를 마이스터고 심의위원회에 추천한다. 마이스터고 심의위원회는 추천된 전문계고 중 교육과정의 자율화, 시설 확충 및 기숙사 확보 등의 기준에 부합하는 전문계고를 선정하여 예비마이스터고로 지정한다.⁵³⁾ 구체적인 선정기준은 [부표 2-7]에 제시하였다.

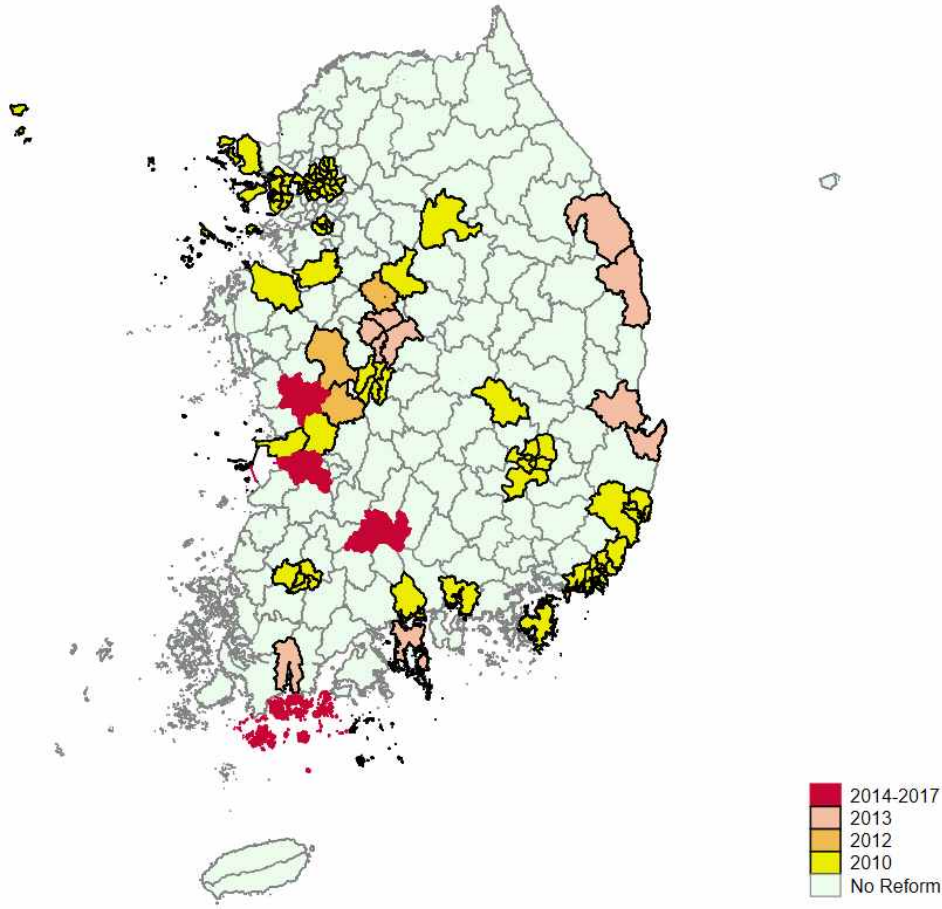
그 결과 14개 시도 광역시에 1~2개의 마이스터고가 고루 개교하였다 (부표 2-8).⁵⁴⁾ 선정된 전문계고는 에너지, 전자통신, 자동차, 기계, 철강, 조선, 항만 등과 관련된 마이스터고로 전환되었다. 2010년 21개 마이스터고가 처음으로 개교한 것을 시작으로 2020년 졸업생들이 입학했을 2017년까지 45개의 마이스터고가 단계적으로 개교하였다. 2010년에 마이스터고가 도입된 지역은 전체 162개 시군 지역 중 18개 시군이었으며 2017년에 도입된 지역은 32개 지역으로 정부는 시간에 따라 마이스터고를 도입한 지역을 늘려나갔다. 연도에 따라 마이스터고가 개교하는 모습은 [그

53) 이후 정부는 예비마이스터고로 선정된 전문계고가 시설부터 교육과정까지 개교 준비를 충실히 이행할 수 있도록 산업별 협회 및 관련 기관을 마이스터고 개교 준비 전문기관으로 지정하고 2~3년 동안 지원한다. 준비 이후 마이스터고로 개교하게 되고 만일 준비가 부진한 경우에는 예비마이스터고 지정이 취소될 수 있다.

54) 세종과 제주에 마이스터고가 도입되지 않았는데, 그 이유가 다른 지역에 비해 높은 진학률, 시설을 확충하기에 부족한 재정 수준 등 학생들의 진로선택에 영향을 미칠 수 있는 특징과 직접적으로 연관이 되었을 수 있다. 따라서 강건성 검증에서 이 두 지역을 제외하고 분석해본다.

림 2-2]의 지도에 제시하였다.⁵⁵⁾ 마이스터고가 도입된 지역에 대한 구체적인 정보는 [부표 2-9]에 제시하였다.

[그림 2-2] 마이스터고가 도입된 연도



주: 한 시군에 마이스터고가 두 개 이상 설립된 지역은 마이스터고가 최초로 도입된 연도를 활용함.

이와 같은 선정과정을 고려하면 학생들의 취업 및 진학 지표만으로

55) 한 시군에 마이스터고가 두 개 이상 설립된 지역은 마이스터고가 최초로 도입된 연도를 활용하였다. 연도에 따라 변하는 마이스터고의 개수와 마이스터고가 도입된 시군의 개수를 비교해 볼 때, 시군 단위에서는 같은 지역에 중복되어 마이스터고가 생기는 것으로 보인다. 그러한 모습은 서울, 부산, 울산 등과 같은 광역시에서 발생하는 것으로 확인된다. 2010년부터 2017년까지 차례대로 학교는 21, 21, 27, 34, 36, 40, 42, 45개가 마이스터고로 전환되었으며 시군은 18, 18, 22, 28, 30, 31, 31, 32개의 지역에 마이스터고가 설립되었다.

마이스터고로 전환할 전문계고를 선정할 확률이 낮다는 것을 알 수 있다. 또한 정부, 기업, 학교 간의 협력도 필요하여 전문계고의 자발적인 의지만으로는 마이스터고로 선정되기 어려울 것이다. 따라서 마이스터고로 전환할 전문계고가 내생적으로 선정되어 추정치에 편의를 발생시킬 가능성은 크지 않을 것으로 보인다. 부록 1에서는 마이스터고가 도입되기 전, 마이스터고가 도입된 시군과 그렇지 않은 시군 간에 중학생의 계열별 고등학교 진학률과 고등학생의 대학진학률의 사전추세가 유사하다는 것을 제시한다. 이는 시간에 따른 영향을 추정한 부분에서도 확인할 수 있다.

2.2 마이스터고가 진로선택에 미친 영향의 가능성 있는 경로 (Conceptual Framework)

지역에 마이스터고 도입이 중학생과 고등학생의 진로선택에 미치는 영향을 추정하는 문제는 식(5)와 (6)의 모형을 통해서 생각해 볼 수 있다. 어느 개인이 중학교를 졸업한 연도를 t , 고등학교를 졸업하는 연도를 $t+1$ 로 표시하겠다.⁵⁶⁾ 식(5)를 통해 t 기 중학생은 다음의 기대효용을 극대화한다. 여기에서 D_g 는 인문계고 진학 여부를 의미하며, 인문계고 진학을 선택하면 1의 값을 갖고 전문계고 진학을 선택하면 0의 값을 갖는다. $Eu_g > Eu_v$ 인 경우 $D_g = 1$ 이 되고 $Eu_g < Eu_v$ 인 경우 $D_g = 0$ 이 된다.

$$\operatorname{argmax}_{D_g} D_g Eu_g + (1 - D_g) Eu_v$$

$$\begin{aligned} \text{where } Eu_g(w_c, w_j; r_t) &= p_g(r_t)u(w_c) + (1 - p_g(r_t))u(w_j) \\ Eu_v(w_c, w_j; r_t, \alpha_t) &= p_v(r_t)u(w_c) + (1 - p_v(r_t))u(w_j, \alpha_t) \end{aligned} \quad (5)$$

하첨자 g 와 v 는 각각 인문계고와 전문계고를 의미한다. r_t 는 t 기 때 성적을 기준으로 전국 등수를 의미한다. $p_g(r_t)$ 와 $p_v(r_t)$ 는 각각 중학생 때

56) $t+1$ 기에 실현되는 불확실성이 있어서 역방향 추론(backward induction)을 통해서 선택하지는 못한다.

전국등수가 r_t 인 학생이 인문계고와 전문계고에 진학했을 때 대학진학 확률을 의미한다. 여기서는 인문계고에 진학한 학생은 일반적으로 4년제 대학진학을 목적으로 하며, 전문계고에 진학한 학생이 대학에 진학하는 경우 전문대에 진학할 것이다. 만일 인문계고에 진학한 학생의 성적이 낮다면 전문계고 학생에 비해 대학 진학가능성이 더욱 낮아질 수 있다. 따라서 $p_g(r_t)$ 의 기울기는 $p_v(r_t)$ 의 기울기보다 큰 것으로 표현할 수 있다 ([부도 2-3]의 (가)).

w_c 와 w_j 는 각각 대학졸업 이후 취업했을 때와 고졸직후 취업 했을 때의 생애소득이다. w_c 가 w_j 에 비해 항상 큰 것으로 가정하면 $u(w_c) > u(w_j)$ 가 성립한다. Eu_g 와 Eu_v 의 크기는 $u(w_c)$ 와 $u(w_j)$ 와 어떤 계열의 고등학교에 진학하는지에 따라 변하는 대학진학 가능성에 따라 결정된다. r_t 가 r^* 보다 크면 전문계고에, r^* 보다 작으면 인문계고에 진학하는 것이 대학진학 가능성을 높일 수 있다([부도 2-3]의 (가)와 (나)). α_t 는 t 기의 고졸 취업에 대한 선호를 나타낸다. 가령, $\alpha_t > 0$ 라면, 금전적인 부분에서 얻는 효용이외에 추가로 효용이 발생하게 되는 것이다. 따라서 다른 변수들이 같다고 할 때 항상 성립하는 $u(w_c) > u(w_j)$ 관계로 인해 $Eu_g > Eu_v$ 이 성립하는 것이 아니라 추가로 얻는 효용으로 인해 $Eu_g < Eu_v$ 관계를 만들 수 있게 된다. 공부를 잘하는 경우라도(즉, r_t 가 높아도) 고졸 취업으로부터 얻는 효용이 크다면 전문계고를 선택할 수 있다는 것이다. $\alpha_t = 0$ 라면 고등학교 계열은 온전히 r_t 에 의해서 결정되지만, $\alpha_t \neq 0$ 라면 r_t 와 α_t 에 따라 결정될 것이다. 이 모형에서 인문계고는 통상적으로 대학진학을 목표로 진학하기 때문에 고졸 취업에 대한 선호는 없는 것으로 가정하고 Eu_g 에서는 α_t 를 고려하지 않는다.

$t+1$ 기에서 고등학생은 식(6)을 통해 각 계열의 고등학교에서 대학진학 또는 취업(D_j)을 선택하는 문제를 해결한다. D_j 는 고졸취업을 하면 1의 값을 갖는다. $u(w_c) > u(w_j)$ 의 관계는 고등학생 때도 항상 성립하기 때문에 늘 대학진학을 선택하는 것이 효용을 극대화하는 것일 수 있다.

그러나 $t+1$ 기에 실현되는 r_{t+1} 과 α_{t+1} 와 첫 번째 제약으로 인해 두 효용 간의 관계는 변한다.

$$\begin{aligned} & \underset{D_j}{\operatorname{argmax}} D_j u(w_j; r_{t+1}, \alpha_{t+1}) + (1 - D_j) u(w_c; r_{t+1}, \alpha_{t+1}) \\ & \text{s.t. (1) } D_j = 1 \text{ if } r_{t+1} > q \quad (6) \\ & \quad (2) r_{t+1} = r_t + \alpha_{t+1} + \nu_{t+1}, \nu \sim U[0,1] \\ & \quad (3) \alpha_{t+1} = \alpha_t + \varepsilon_{t+1}, \varepsilon \sim U[0,1] \end{aligned}$$

여기서 q 는 각 계열의 고등학교에 배정된 전국 대학의 정원의 합이다.⁵⁷⁾ 만일 r_{t+1} 가 q 보다 크면 $p(r_{t+1})=0$ 이 되기 때문에 대학진학을 할 수 없고 고졸 취업을 선택해야 한다. r_{t+1} 은 중학교 성적(r_t), $t+1$ 기에 실현되는 고졸취업에 대한 선호(α_{t+1})와 취업에 대한 동료효과 또는 중학교 때 취업에 대한 결심을 이행할 개인의 의지 등과 같은 임의로 변하는 요소(ν_{t+1})로 결정된다.⁵⁸⁾ α_{t+1} 는 고등학교에서의 취업지도와 직업교육의 질 및 수준에 따라 증가할 수도 있고 감소할 수 있다. 이러한 변화는 ε_{t+1} 를 통해 모형에 반영한다. 다시 말해, r_{t+1} 은 r_t 과 같게 유지되지 않고 ν_{t+1} 와 ε_{t+1} 에 따라 변한다. 가령, 인문계고에 다니는 학생의 r_t 가 높아도 체계적인 취업프로그램으로 인해 $\varepsilon_{t+1} > 0$ 로 실현되어 α_{t+1} 가 증가할 수 있다. 이 경우 일반교육보다는 취업준비에 매진하고 결국 학업성적이 떨어져 $r_{t+1} > r_t$ 가 될 수 있다. 또는 $r_t > q$ 인 경우에도 고등학교 때 학업에 대한 긍정적인 동료효과($\nu_{t+1} < 0$)가 있다면 $r_{t+1} < r_t$ 이 되고 나아가 $r_{t+1} < q$ 로 대학진학을 선택한다.

57) 대학들은 전문계고 졸업생을 위한 전형을 따로 만들었다. 내신을 활용한 수시는 '특성화고 특별전형'이라는 명칭으로 정원외로 모집되며, 정시는 '특성화고교 졸업자 전형'이라는 명칭으로 정원 내로 모집된다. 정시의 경우 특성화고에서 배운 전공과 같은 전공을 선택해야 하며, 고등학교 때 30단위 이상 이수해야 한다.

58) ν_{t+1} 의 여러 요소 중 취업에 대한 긍정적인 동료효과 또는 취업에 대한 의지는 양수로 실현되며 동시에 학업에 대한 긍정적인 동료효과와 학업에 대한 의지는 음수로 실현된다.

마이스터고가 도입되면 중학생들이 고등학교 계열을 선택하는 이유가 다음과 같이 변할 수 있다. 변화하는 변수 이외의 다른 변수들은 고정되어 있다.⁵⁹⁾ 중학생은 첫 번째로 $p_v(r_t)$ 가 높아질 수 있다. 직업교육에 관심이 있으면서 상대적으로 성적이 좋은 학생들은 마이스터고를 진학하기 때문에 전문계고에 진학한다면 등수를 높일 수 있다. 등수가 높아지면 p_v 를 높일 수 있다. [부도 2-3]의 (가)에서 p_v 의 그래프가 위로 이동하면서 더 많은 학생이 전문계고에 진학할 수 있다. 이는 대학진학을 목표로 전략적으로 전문계고에 진학하는 경우이다. 두 번째로 정부의 직업교육 개혁 정책을 통해 직업교육에 대한 인식이 개선되어 α_t 가 증가할 수 있다. 이는 [부도 2-3]의 (나)에서 Eu_v 를 위로 이동시켜 더 많은 학생이 전문계고에 진학할 수 있게 한다. 고졸취업을 기대하며 전문계고에 진학하는 경우이다. 또한 마이스터고로 진학하는 학생들의 특징이 각 계열의 고등학교에서 줄어들 것이다.

마이스터고에 영향을 받은 중학생들이 고등학생이 되었을 때 주변 학생들의 특징과 해당 고등학교를 선택하는 이유가 변하였을 것이다. 그로 인해 다음과 같은 변화로 최종 진로를 선택할 수 있다. 고등학생은 첫 번째로 취업에 대한 동료효과로 인해 ν_{t+1} 이 변할 수 있다. 마이스터고에는 r_t 가 높은 학생들이 진학하기 때문에 마이스터고에 진학한 학생들의 대부분은 인문계고 진학을 고려했던 학생일 가능성이 크다.⁶⁰⁾ 마이스터고의 도입 이후, 인문계고에서는 성적이 좋은 학생들이 감소해 학업분위기가 이전에 비해 안 좋아졌을 수 있다. 학업에 대한 부정적 동료효과($\nu_{t+1} > 0$)로 인해 $r_{t+1} > r_t$ 로 변할 수 있다. 한편 성적이 높고 취업에 관심이 높은 일부 학생들이 마이스터고로 진학하는 경우 전문계고의 취업에 대한 열정은 하락하여 취업에 대한 부정적인 동료효과($\nu_{t+1} < 0$)가 작용했을 수 있다. 이 경우에는 $r_{t+1} < r_t$ 로 변하여 고졸 취업을 줄어들

59) 실제로는 제시한 모든 변수가 동시에 변하는 것을 고려하여 선택할 것이다. 어떤 경로가 학생들의 선택을 어느 정도 설명하는지에 대해서는 학생 수준에서의 추가적인 연구가 필요하다.

60) $\alpha_t = 0$ 일 때는 성적에 의해서만 고등학교 계열을 선택한다.

것이다.

두 번째로 진학할 계열에 대한 고민으로 진로 결정을 하였기 때문에 진로 결정의 목적에 맞게 ν_{t+1} 이 실현될 수 있다. 직업교육에 의지가 강한 학교가 등장함으로써 학생들은 진학할 고등학교의 계열에 대해 신중하게 고민하고 선택할 것이다. 만일 고민을 통해 대학진학을 위해 인문계고로 진학하였다면 고등학교 진학 이후 흔들림 없이 공부하여 대학진학을 선택할 것이다. 가령, $r_t < q$ 인 학생이 대학진학을 위해 인문계고로 진학했다면 $\nu_{t+1} = 0$ 또는 $\nu_{t+1} < 0$ 이 실현된다는 것이다. 또는 전략적으로 고등학교 계열을 선택했다면 그 목적에 맞게 ν_{t+1} 이 실현될 수 있다. 가령, 중학생의 첫 번째 변화를 유지하기 위해서는 전문계고에 진학하여도 대학진학을 위해 $\nu_{t+1} = 0$ 또는 $\nu_{t+1} < 0$ 이 실현될 것이다. 세 번째로는 직업교육에 대한 실망 또는 고졸 취업에 대한 부정적인 현실을 깨닫고 고졸취업에 대한 선호가 감소할 수 있다($\alpha_{t+1} < 0$). 이는 중학생의 두 번째 변화가 고졸 취업으로 이어지지 못하고 대학진학을 증가시키는 경우이다. 즉, $r_{t+1} < r_t$ 의 변화가 $r_{t+1} < q$ 로 이어질 수 있다.

제 3 절 자료와 추정방법

3.1 자료

본 연구에서 활용한 자료는 교육통계서비스에서 제공하는 학교 기본 정보와 졸업 이후 정보에 대한 행정자료이며, 2008~20년에 존재하는 모든 고등학교와 2005~17년에 존재하는 모든 중학교 자료를 활용한다. 마이스터고의 도입이 중학생의 계열 선택에 미치는 직접적인 영향과 이 영향이 고등학생에게 미치는 파급효과를 추정하기 위해 두 학교급 간 연도 차이를 3개년으로 설정하였다. 즉, 중학생이 중학교가 위치한 시군과 동일한 시군에 있는 고등학교에 진학했다면, 여기서 고등학생은 중학생 때 마이스터고의 영향을 받아 고등학교 계열을 선택한 학생으로 상정한다. 가령, 2011년 서울시 중학교 졸업생들이 모두 서울시에 있는 고등학교에 진학하였다면 이들은 2014년 서울시 고등학교 졸업생과 같은 학생들이다. 학교 기본 정보는 입학생 수, 졸업생 수, 교사 수, 학년별 학급수, 학교의 계열 등을 포함하며 졸업 이후에 대한 정보는 졸업자들을 진학, 취업, 군입대, 미상으로 분류한 정보를 포함한다.

본 연구는 시군 단위에 도입된 마이스터고가 중학교 졸업생들의 고등학교 계열 선택에 미친 영향과 각 계열의 고등학생들의 진로 선택에 미친 영향을 살펴보기 때문에 학교의 계열 정보가 중요하다. 2010년 이전 한국의 고등학교는 인문계고와 전문계고로만 분류되었으나 2010년 이후에는 정부가 학생들이 다양한 고등학교를 선택할 권리를 보장하기 위해 (한국경제60년사편찬위원회, 2010), 고등학교를 일반고등학교(이하 일반고), 자율고등학교(이하 자율고), 특성화고등학교(이하 특성화고), 특수목적고등학교(이하 특목고)와 같이 분류하였다.⁶¹⁾ 특목고는 마이스터고, 과

61) 1998년부터 교육부는 우수 전문계고를 선발하여 특성화고로 전환하였다. 2009년부터 선발이 남발되고 2011년부터는 전체 전문계고를 특성화고로 전환하였다. 2011년 이전의 공개된 학교정보에는 전문계고 내에서 특성화고를 따로 분류해 두지 않아 구분할 수는 없었다. 자율고등학교는 학교 운영의 자율성(Autonomy)과 책무성(Accountability)이 대폭 확대되었다는 것이 다른 고등학교와의 주된

학교, 외국어고, 국제고, 예술고, 체육고를 포함한다.

본고는 고등학교 계열을 2010년 이전과 같이 인문계고와 전문계고로 재분류하였다. 일반고, 자율고, 마이스터고를 제외한 특목고는 인문계로 마이스터고로 전환되지 않은 특성화고는 전문계고로 분류하였다. 전문계고 중 마이스터고로 전환된 학교들은 마이스터고 그룹으로 분류하였다. 예컨대 2010년에 마이스터고로 전환된 전문계고는 연구기간 시작부터 마이스터고 그룹으로 분류하여 분석에 사용하였다. 한편, 인문계고에서 전문계고로 혹은 그 반대로 계열을 변경한 학교들은 2020년 시점의 계열로 분류하였다.⁶²⁾ 예컨대, 2012년에 전문계고에서 인문계고로 변경한 학교는 2008년부터 인문계고로 분류하고 분석하였다. 이런 경우 변경되기 전의 진학률이 낮았다면 마이스터고의 영향은 과대 추정되었을 수 있다. 반대의 경우도 가능하다. 따라서 계열을 변경한 학교들을 제외하고 강건성 검증에서 분석해본다.

졸업 이후에 대한 정보는 졸업생을 진학, 취업, 군입대, 미상으로 분류한 자료를 포함한다. 진학자 정보 중 중학생들이 진학하는 특목고는 2013년부터 세부유형으로 분류되어, 2010~12년에는 특목고 내 마이스터고 진학자 수를 분리할 수 없었다. 따라서 중학생이 진학하는 고등학교의 종류는 인문고와 자율고만을 포함한 인문계고, 특성화고를 포함한 전문계고, 그리고 특목고로 분류하였다. 즉, 중학생이 진학하는 인문계고는 고등학교 분류와 달리 마이스터고를 제외한 특목고를 포함할 수 없었다.

기초통계는 마이스터고가 생기기 전과 후로 나누어 [표 2-1]에 제시하며 중학교는 (가)에 고등학교는 (나)에 제시한다. 중학생은 마이스터고가 생기기 전인 2005~09년에는 인문계고를 72.9%, 전문계고를 23.5% 진학하였다. 진학률은 학교별 졸업생 수 대비 계열별 고등학교로의 진학자

차이점이다. 학교가 예산을 자체적으로 조달하는 자율형 사립고등학교와 정부의 예산을 통해 운영되는 미국의 헌정학교(Charter School)과 같은 자율형 공립고등학교로 분류된다.

62) 일반교육과 직업교육이 한 학교에 존재하는 종합고등학교도 2020년 시점에 분류된 계열에 따라 분류하였다. 행정상 분류된 계열이 대표 계열이지만, 학생들 수요에 맞춰 두 가지 교육을 진행하였기 때문이다. 대표 계열에 초점을 맞춰 학생들을 교육하였을 것으로 예상된다. 또한, 대안학교는 인문계고로 분류하였고

[표 2-1] 기초통계표

(가) 중학교		(1)	(2)	(3)
		표본수	진학률(%)	
			인문계고	전문계고
전:2005~09		14,582	72.99	23.55
		25,270	77.65	18.65
후:2010~17				
(나) 고등학교		(1)	(2)	(3)
		표본수	대학진학률(%)	졸업생비중(%)
전:2008~12	인문계고	8,088	80.75	80.15
	전문계고	2,362	64.67	18.17
	마이스터고	225	59.24	1.68
후:2013~20	인문계고	14,281	77.65	82.52
	전문계고	3,771	38.04	16.35
	마이스터고	360	12.11	1.14

주: 표본수는 학교수와 연도수를 곱한 개수를 의미. 각 학교급별 진학률은 졸업자수를 가중치로 활용하여 계산한 평균 값. (나)의 마이스터고 도입 전의 마이스터고 그룹은 마이스터고로 바뀌기 전 전문계고등학교를 의미하고 이후의 마이스터고 그룹은 마이스터고로 바뀐 전문계고를 의미. (가)의 인문계고는 일반고, 자율고를 포함하며, (나)의 인문계고는 일반고, 자율고, 마이스터고를 제외한 특목고를 포함함.

수의 비율이며, 연도별 졸업자 수를 가중치로 활용하여 가중평균을 통해 계산하였다. 고등학생의 경우, 마이스터고 졸업생이 배출되기 이전인 2008~12년에는 인문계고 졸업생의 80.7%, 마이스터고로 전환되지 않은 전문계고 졸업생의 64.6%, 마이스터고로 전환될 전문계고 졸업생의 59.2%는 대학을 진학하였다. 마이스터고로 전환되기 전의 전문계고의 대학진학률(59.2%)은 마이스터고로 전환되지 않은 전문계고의 대학진학률(64.6%)과 유사한 수준으로 보인다. 계열별 고등학교의 대학진학률은 학교별 졸업생 대비 대학진학자의 비율이며, 연도별 졸업자 수를 가중치로 활용하여 가중평균을 통해 계산하였다. 인문계고 졸업생이 전체 고등학교 졸업생의 80%로 가장 높은 비중을 차지하고 있었다. 한편, 중학생이 마이스터고에 진학하는 비중은 자료의 한계로 정확하게 파악할 수 없어 마이스터고 졸업생 비중을 통해 간접적으로 파악한다. 한국의 고등학교 진학률이 99%이며, 마이스터고에 입학한 후 전출입 및 자퇴로 인한 변

동이 적다면 간접적으로 파악할 수 있을 것이다. 마이스터고 도입 이후 마이스터고의 졸업생 비중이 1.14%인 것을 참고할 때 중학생의 마이스터고로의 진학 정도도 이와 유사할 것이다.

3.2 추정방법

본고는 마이스터고가 도입된 시군 지역에서 마이스터고를 선택하지 않은 중학생이 고등학교 계열 선택에 미치는 과급효과를 살펴보고 이 학생들이 고등학교 때의 대학 진학 및 취업 결정에 미치는 과급효과를 고찰한다. 또한 마이스터고에 진학한 학생들에게 미친 영향을 고찰하고자 한다. 여기서 해당 지역에 생긴 마이스터고가 마이스터고에 진학한 학생들의 진로선택에 미친 영향은 마이스터고의 직접효과이다. 마이스터고에 진학하여 교육받지 않았으나, 마이스터고가 도입되면서 본인의 진로를 바꾸게 되는 경우가 과급효과에 해당한다. 즉, 마이스터고 도입으로 인해 마이스터고로 진학하지 않은 중학생들이 인문계고나 전문계고를 선택하는 것과 이 학생들이 고등학교 때 최종적으로 대학진학이나 고졸취업을 선택하는 것도 과급효과에 해당한다.

이를 위해 마이스터고가 개교한 시군 수준에서의 지역과 시기의 변화를 활용하여 두 가지 고정효과(Two-way Fixed Effect, TWFE)를 추정한다. 전문계고는 다년간에 걸쳐서 마이스터고로 전환되었다. 이런 경우 전통적인 이중차분법을 활용하면 이미 처치를 받은 그룹을 통제그룹으로 활용하게 되어 음의 가중치를 활용한다(Goodman-Bacon, 2021). 따라서 Callaway and Sant'Anna(2020)에서 제안한 방법을 따라 식(7)을 중학교와 고등학교 각각에 대해 분석한다.⁶³⁾

$$A_{ijt} = \alpha + \beta_1 M_{jt} + \beta_2 FR_{ijt} + \lambda_i + \tau_t + e_{ijt} \quad (7)$$

63) Stata 패키지인 **csdid**를 활용하여 doubly robust difference-in-difference estimator를 통해 계산한다.

하첨자 i, j, t 는 각각 학교, 시군 수준의 지역, 연도를 의미한다. 중학교 분석에서 A_{ijt} 는 중학교 i 의 연도별 인문계고와 전문계고로의 진학률(%), 그리고 마이스터고를 포함한 특목고로의 진학률(%)을 포함한다. 중학교는 2005~07년의 자료를 분석한다. 고등학교 분석에서 A_{ijt} 는 고등학교 i 의 연도별 대학교 진학률(%)을 의미하며, 전문계고 분석에서는 취업률(%)도 포함한다. 진학률은 진학자수/졸업자수*100을 통해, 취업률은 취업자수/졸업자수*100을 통해 계산하였다.⁶⁴⁾ 고등학교는 2008~20년의 자료를 활용하여 고등학교 전체, 인문계고, 전문계고 표본을 대상으로 각각 분석한다. M_{jt} 는 t 연도에 시군 j 지역에 마이스터고가 도입되었는지를 나타내는 더미변수이다. λ_i 는 학교 고정효과이며, τ_t 는 시간 고정효과를 의미한다. FR_{ijt} 는 학교 전체 학생 수 대비 전체 여학생 비중(%)을 의미하며 이를 통제한 이유는 다음과 같다.⁶⁵⁾ 우선 남녀 성별에 따라 다른 경쟁력과 도전적인 성향은 진학선택의 20%를 설명한다. 즉, 남학생은 여학생에 비해 도전적인 성향이 강한 경향이 있어, 성적이 유사하더라도 남학생이 순위가 더 높은 학교에 지원하고 결과적으로는 더 좋은 학교에 입학하는 경향이 있다(Buser et al., 2014). 또한 부모가 자녀의 성별에 따라 진로 결정 시 다른 전략을 활용할 수 있으며(Tansel, 2002),⁶⁶⁾ 또한

64) 교육통계에서 일반적으로 사용하는 취업률 공식은 ‘취업자/(졸업자-진학자-입대자)*100’이다. 이렇게 계산하게 되면 실제 졸업자 중에서 취업을 선택한 비중을 과장할 수 있다. 취업에 대한 의지는 있으나 비전이나 진로가 불투명하여 비자발적으로 진학을 선택하거나 입대를 했을 수도 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서 활용하는 식은 전문계고 재학하는 학생들을 경제활동인구로 간주하는 것이다.

65) 학년별 여학생 비중을 활용하지 않고 전체 여학생 비중을 활용한 이유는 결측치가 더 적었기 때문이다. 전체 여학생 비중은 학년별 여학생 비중과 유사하여 추정에 문제가 되지 않는다. 한편 행정자료로 많은 변수가 학교 수준의 변수였기 때문에 통제변수로 활용할 수 있는 변수가 많지 않았다. 가구 및 가족의 영향을 통제하기 위해 본고에서 할 수 있는 최선의 방법은 시간에 따라 변하는 시군 수준의 GRDP를 통제할 수 있을 것이다. 또한 학교의 정원이 해마다 인구변화에 따라 변한다면 중학교는 14세, 고등학교는 16세의 지역별 인구 비중을 통제하고 식(1)을 추정할 수도 있을 것이다.

66) 남학생들에게는 사업경영권을 물려주기 위해 일반교육을 받게 하는 한편, 여학생들에게는 고등학교 졸업 후 부모의 사업을 단순히 도울 수 있도록 직업교육을 받게 하는 경향이 있다. 따라서 남성들은 대학진학까지 이어질 확률이 높지

일반적으로 여학생들이 많은 학교의 경우 평균 성적이 높은 경향이 있다는 점을 고려하였다. β_1 는 식(7)의 관심 계수이다. 이는 중학생의 경우 마이스터고로 진학하여 생긴 변화와 마이스터고를 선택하지 않은 중학생의 고등학교 계열선택에 미친 파급효과가 함께 추정된다. 이 두 가지 변화는 계산을 통해 분리할 것이다. 고등학생의 경우에는 이 학생들의 고등학생 때의 진로 결정에 미친 파급효과를 추정한다. 이 경우에는 진학한 중학생 수의 변화로 인한 직접적인 영향과 각 계열에 진학한 중학생 특징의 변화로 인한 간접적인 영향이 함께 추정되기 때문에, 이 두 가지 변화도 계산을 통해 분리한다.

또한 마이스터고 도입의 직접 효과인 전환효과를 분석하기 위해, 마이스터고 표본을 대상으로 전문계고가 마이스터고로 전환된 이후, 마이스터고 학생들의 취업률과 진학률에 미친 영향을 분석한다. 이는 식(7)에 M_{jt} 대신 학교 i 가 연도 t 에 마이스터고로 전환이 되었는지를 나타내는 더미변수를 활용하여 분석한다. 해당 분석에서는 마이스터고로 전환되지 않은 전문계고를 통제그룹으로 설정하고 분석한다. 다른 변수들은 식(7)과 같다. 고등학교 분석에서는 마이스터고의 전환효과를 먼저 살펴보고 다른 계열 학생들에게 미친 파급효과를 차례로 살펴보기로 한다.

나아가 본 연구에서는 마이스터고의 효과가 시간에 따라 어떻게 변하는지를 확인하기 위해 ‘동태적 TWFE(Dynamic TWFE)방법’을 도입하여 분석한다. 이 방법을 통해 TWFE 방법의 평행사전추세 가정을 검증할 수도 있으며 정책에 언제부터 반응하는지도 파악할 수 있다. 가령 마이스터고에 대한 홍보 부족, 새롭게 도입되는 학교 형태에 대한 신뢰 부족, 고민할 시간 필요 등의 이유로 정책에 늦게 반응할 수 있다. 이 경우 평균 추정치는 과대 추정되었다고 할 수 있다. 식(7)에서 M_{jt} 대신 j 지역에 마이스터고가 도입된 후 몇 년이 지났는지를 의미하는 c 를 활용하여 식(8)를 추정한다. c 가 -1인 경우는 마이스터고가 도입되기 직전을 의미하고 0인 경우는 도입된 당해연도, 1은 1년 후의 영향을 추정한다. 나머지 변수들은 식(7)과 같다. 마이스터고가 도입되기 직전연도($c=-1$)가

만, 여학생들은 고등학교 졸업에 그칠 확률이 높다는 결론을 제시한다.

기준연도이다.

$$A_{ijt} = \alpha + \sum_{c \neq -1} \beta_{1c} 1[YearToMeister_{jt} = c] + \beta_2 FR_{ijt} + \lambda_i + \tau_t + e_{ijt} \quad (8)$$

식(8)의 관심 추정치는 β_{1c} 이며, c 에 따라 마이스터고 도입이 중학생과 고등학생의 진로선택에 미치는 영향의 변화를 살펴볼 수 있다. 마이스터고 도입 전 기간의 β_{1c} 를 통해 사전추세를 검증할 수 있다. 또한 마이스터고의 전환효과도 식(8)를 통해 분석한다. 시군구 수준에서 군집화하여 계수의 강건한 표준오차를 계산하였다.

3.3 추정방법의 유의사항

첫 번째 유의사항은 TWFE 방법에 대한 타당성이다. TWFE 방법은 평행사전추세 조건을 만족해야할 뿐 아니라 통제집단에 처치의 영향이 없는 환경에서 타당할 수 있다. 그러나 마이스터고와 같은 특목고는 전국단위 모집으로 마이스터고가 도입되지 않은 지역에도 마이스터고의 영향이 존재할 수 있다. 그러나 마이스터고와 학교가 떨어진 거리를 고려하여 충격이 유의한 지역이 어느 수준인지 추정하였을 때, 중학생과 고등학생 표본 모두 시군까지 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다. 자세한 내용은 부록 2에 제시한다. 즉, 다른 시군에도 영향이 존재할 수 있지만 그 영향은 유의미하지 않아 TWFE의 타당성을 확보할 수 있다는 것이다.⁶⁷⁾

두 번째 유의사항은 중학생이 중학교와 같은 시군에 존재하는 고등학교에 진학해야 한다는 것이며, 마이스터고로 진학하지 않은 중학생의 계열선택이 고등학생 때의 진로선택에 미친 파급효과 추정을 위해 필요하다. 이는 중학생의 고등학교 배정제도를 고려할 때 특목고에 진학하는

67) 이 결과는 또한 마이스터고 졸업생을 통해 파악한 마이스터고 입학생 비중이 전체 중학생 중 약 1.1%로 매우 작지만, 마이스터고가 도입된 시군에서는 영향이 존재한다는 것을 의미한다.

경우를 제외하고 타당할 수 있다. 계열에 따른 고등학교의 진학방식을 통해 이를 확인해보겠다. 일반고 진학을 희망하는 중학생들은 학군 내 고등학교에 무작위로 배정된다.⁶⁸⁾ 단, 서울시의 경우에는 고교선택제로 서울시 내에 있는 고등학교에 진학할 수 있다. 한국의 시군과 학군 간의 관계에 대해서는 부록 3에서 자세히 다룬다. 전문계고는 학생 개인이 별도로 지원해야 한다. 전문계고의 모집 단위는 고등학교가 있는 시군 또는 광역시 단위이다. 그러나 전문계고는 기숙사가 없는 경우가 대부분이기 때문에 중학생들이 거주하고 있는 시군 밖의 전문계고로 진학할 가능성은 매우 낮은 것으로 보인다.⁶⁹⁾ 즉, 특목고 진학을 제외한 대부분 학생은 중학교가 있는 지역의 고등학교로 진학하는 것이다.

68) 약 1970년부터, 학군 내 무작위 배정 정책이 시작되었다. 1996년부터 무작위 배정정책은 학생들이 학군 내 학교들을 대상으로 표시한 선호를 반영하여 배정하는 것으로 완화되었다. 그러나 학생들은 주로 집과의 거리를 기준으로 선호를 표시하여(한국경제60년사, 2010, pp446~447), 배정된 학교가 학생들의 성적과 크게 연관이 없을 것으로 보인다.

69) 모집단위가 서울시, 인천, 경기도인 서울공업고의 경우, 2023년 신입생 중 서울이외 지역 학생은 1.25%에 불과하였다. 이는 한국교육고용패널 자료를 통해서 추가로 확인할 수 있었다. 중학교 3학년에서 고등학교로 진학하는 자료는 2004년과 2005년 자료이다. 시도 수준에서 분석되어 시에 해당하는 광역시를 위주로 확인한 결과 고등학교 진학 시 거주하는 시를 변경한 경우는 광역시 거주하는 학생의 1.1%에 불과했다. 시도수준에서 지역이 일치하지 않는 경우도 전체 중학생의 2.8%에 불과하였다. 또한 지역이 일치하지 않는 경우는 주로 전문계고에 진학하는 경우에 해당하였다.

제 4 절 결과

4.1 중학생에게 미친 파급효과

본 소절에서는 마이스터고의 도입이 마이스터고를 진학하지 않은 중학생들의 고등학교 계열선택에 미친 영향을 분석하여 제시한다. [표 2-2]는 TWFE 방법을 활용해 추정한 식(7)의 추정치(β_1)를 제시하며 [그림 2-3]은 Dynamic TWFE 방법을 활용해 계산한 추정치(식(8)의 β_{1c})를 제시한다. [표 2-2]를 통해 마이스터고가 생긴 지역의 중학생들은 그렇지 않은 지역에 비해 1.37%p 인문계고로 적게 진학하고 전문계고로 0.91%p 더 진학한다는 것을 확인할 수 있다. 마이스터고를 포함한 특목고로는 0.366%p 더 진학하였다. 모두 통계적으로 유의미하다. 본 연구에서는 중학교의 경우 마이스터고 진학자만을 따로 분리할 수 없어, 외국어고, 과학고 등과 같은 마이스터고 이외의 특목고를 진학하고자 하는 중학생들에게 마이스터고가 미친 영향은 없는 것으로 가정하고 결과를 해석한다.⁷⁰⁾ 특목고에 진학하기 위해 오랜 시간 준비한 경우, 마이스터고 도입이 영향을 미치지 않을 수 있기 때문이다. 따라서 특목고에 미치는 영향은 결국 마이스터고가 도입된 이후 해당 시군의 중학생이 같은 시군에 있는 마이스터고에 진학한 크기를 의미하는 것이다.

[그림 2-3]을 통해 마이스터고가 있는 지역에서 인문계고로 진학을 덜 하는 현상과 전문계고로 진학이 증가하는 현상은 시간에 따라 커지는 것으로 확인된다. 또한 마이스터고 도입 이전 시기에 추정된 계수를 통해 마이스터고가 도입된 지역과 그렇지 않은 지역 간의 고등학교 진학률 간에 유의한 차이가 없다는 것을 확인할 수 있다. 추가적으로 마이스터고가 도입되기 이전의 시기만을 대상으로 사전평행추세 가정을 검증한 분

70) 특목고 진학을 준비한 학생들에게 영향이 존재할 수도 있다. 대학 입시 전략까지 고려하여 성적이 충분하지 않은 학생들의 경우 중학교 3학년 때 인문계고로 지원할 수 있기 때문이다. 따라서 이 가정을 완화하여 마이스터고 도입이 특목고를 진학하고자 하는 중학생들에게 미친 영향이 존재한다는 경우에 대해서는 부록 5의 [부표 2-6]에 제시한다.

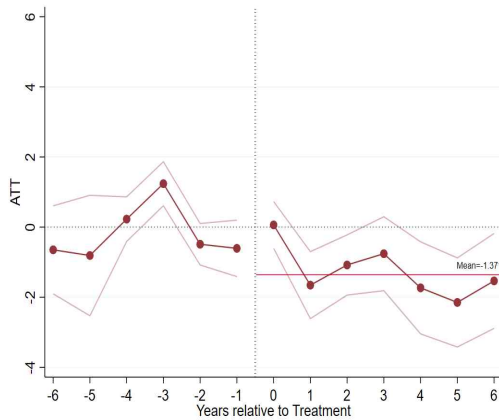
[표 2-2] 마이스터고 도입이 고등학교 진학결정에 미친영향(%p)

	(1) 인문계고로의 진학률	(2) 전문계고로의 진학률	(3) 특목고로의 진학률 (마이스터고 포함)
평균(%)	72.99	23.55	
마이스터고 존재여부	-1.371*** (0.479)	0.905** (0.446)	0.366* (0.198)
표본수	39,121	39,121	39,121

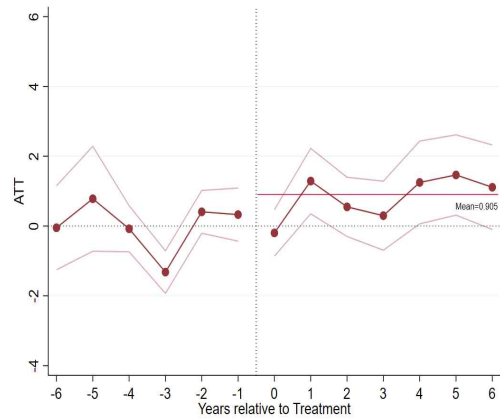
주: 중학교 표본을 대상으로 분석. 각 열의 변수를 종속변수로 활용하여 식(7)을 추정된 결과로 추정치는 β_1 을 의미함. 각 계수의 표준오차는 지역수준에서 군집화하여 계산함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

[그림 2-3] 마이스터고 도입이 고등학교 진학결정에 미친영향(%p)

(가) 인문계고로의 진학



(나) 전문계고로의 진학



주: 중학교 표본을 대상으로 분석. 각 열의 변수를 종속변수로 활용하여 식(8)를 추정된 결과로 추정치는 β_{1c} 을 의미함. 각 계수의 표준오차는 지역수준에서 군집화하여 계산함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

석을 부록 1에 제시한다.

그러나 제시한 수치들은 중학생이 마이스터고로 진학하여 생긴 변화와 다른 계열로 진학하여 생긴 변화를 모두 포함한다. 본 연구에서는 후자인 마이스터고 도입이 마이스터고에 진학하지 않은 중학생들의 계열 선택 변화에 미치는 파급효과를 분리해내기 위해 간단한 계산 결과를

[부표 2-3]에 제시하며 계산과정은 부록 4에 제시한다. 본고에서 이미 부여한 가정 두 가지인 마이스터고 이외의 특목고 진학하려는 중학생에게는 영향이 없고 중학생들은 같은 시군에 존재하는 고등학교에 진학한다는 가정은 유지한다. 본 계산에서는 마이스터고에 진학한 학생들은 마이스터고가 생기지 않았더라면 많은 학생이 인문계고로 진학했을 것이라는 가정을 추가한다. 이는 중학교 3학년 내신 성적은 인문계고에 진학한 학생들의 그것과 유의미한 차이가 없었다는 점을 참고하면 타당하다고 할 수 있다(유한구, 이은혜, 2017).⁷¹⁾ 구체적으로는 인문계고와 전문계고의 졸업생 비중이 약 8대 2인 것을 참고하여 마이스터고로 진학한 학생 중 80%는 인문계고를, 20%는 전문계고를 진학했을 것으로 가정하고 계산한다.

[부표 2-3]의 세로축은 중학생들이 마이스터고 도입하지 않았더라면 진학했을 고등학교 계열을 의미하고 가로축은 중학생들이 마이스터고가 도입되어 진학한 계열을 의미한다. 이를 참고하면 인문계고로의 진학을 변화분의 78%($=-1.078/-1.371*100$)는 전문계고로 계열을 변경한 경우가 설명하고 마이스터고로 변경한 경우는 21%($=-0.293/-1.371*100$) 설명한다. 전문계고로의 진학을 변화분의 119.0%($=1.078/0.905*100$)는 인문계고에서 전문계고로 계열을 변경한 경우가, -8.0%($=-0.073/0.905*100$)는 전문계고에서 마이스터고로 진학한 경우가 설명한다. 전문계고에서 비진학으로 변경한 경우는 표에 제시하지 않았지만, -10.9%($=-0.099/0.905*100$)를 설명하였다.⁷²⁾ 비진학자는 학교 졸업생에서 진학자를 뺀 학생 수로 계산하였다.

흥미로운 점은 마이스터고가 도입되지 않았다면 인문계고를 진학했을

71) 2015년 마이스터고의 대략적인 평균 합격선은 내신이 상위 30% 안에 위치한 학생들이었다. 특히 공군항공과학고의 내신합격선은 남학생은 상위 13.04% 내, 여학생은 6.72%였고 여수석유화학고는 상위 22.6%, 금오공업고는 25%, 합덕제철고는 29%였다

(세계일보, 2015. 4. 26.: <https://m.segye.com/view/20150426001773>).

72) 비진학으로 결정한 학생들의 경우 결정이 바뀌기 전에 어떤 학교를 희망하였는지에 대해 알 수 없다. 평균적으로 인문계고 진학자보다 전문계고 진학자의 성적이 낮아 비진학자들이 이전에 전문계고 진학을 고려한 것으로 가정한 것이다. 따라서 비진학자들의 진로 변경에 대한 이유는 논의하지 않는다.

학생들이 전문계고로 진학하였다는 것이다. 2.2절에서 제시한 바와 같이 마이스터고 도입 이후 $p_v(r_t)$ 또는 α_t 가 증가하여 전문계고로의 진학이 증가하였을 것이다. 또는 두 가지 요인이 동시에 변했을 수 있다. 특히 공부와 취업 모두에 흥미가 없고 학업성적이 매우 낮은 학생들의 α_t 가 증가하여 인문계고에서 전문계고로 선택을 바꾸고 이후 고졸취업으로 이어진다면, 긍정적인 영향을 기대해볼 수 있다. 이 학생들은 성적이 낮아 인문계고로 진학하여도 대학 진학 가능성이 낮을 수 있고, 다룰 수 있는 기술도 없어 전문계고 졸업생보다 NEET가 될 가능성이 클 것으로 예상된다. 이러한 학생들이 마이스터고 도입으로 취업에 관심이 높아져 전문계고로 진학한다면 인문계고에 진학하는 경우보다 취업 가능성이 높아질 것이다.

한편, 시군 수준에서 마이스터고가 존재하는 지역의 마이스터고 졸업생 비중은 전체 고등학교 졸업생 중 1.99%를 차지한다. 자료 부분에서 언급한 것처럼 전출입 또는 자퇴 등의 입학 이후의 변화가 미미하다면 마이스터고로 진학한 비중과 마이스터고의 졸업생 비중은 유사한 것으로 볼 수 있다. 따라서 1.99%는 마이스터고 진학비율과 유사할 것이다. 같은 시군에서 마이스터고로의 진학률은 0.37%p 증가하였고 해당 시군 이외의 지역에서 1.62%p(=1.99-0.34) 마이스터고로 진학한 것으로 해석된다.⁷³⁾

4.2 마이스터고의 전환효과

본 소절에서는 마이스터고로 전환된 전문계고와 그렇지 않은 전문계고를 대상으로 마이스터고의 전환 효과를 추정한다. [표 2-3]은 TWFE

73) 3.3절에서 언급했듯이 시군 이외의 여러 지역에서의 움직임은 미미하며 유의미하지 않은 것으로 확인하였다. 여러 지역에서의 미미한 움직임들이 합쳐서 1.62%p를 변화시킨 것으로 보인다. 예컨대 경남 사천에 있는 삼천포고 입학자의 출신지역을 살펴보면 같은 시인 사천시에서 입학자의 45.6%가 진학하였고 주변의 다른 시에서는 가장 큰 비중이 창원시의 17.7%이며 나머지는 모두 10% 미만에 해당하였다. 이 경우 사천시에서 이동하는 큰 변화만이 유의미하며 다른 지역에서의 변화는 유의미하지 않다는 것을 의미한다.

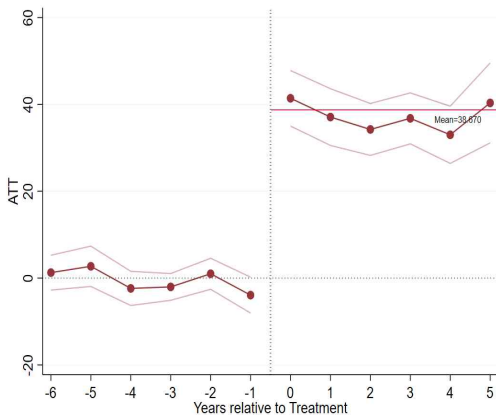
[표 2-3] 마이스터고로의 전환효과

	(1)	(2)
	취업률(%)	대학진학률(%)
마이스터고 전환여부	38.671***	-27.388***
	(2.766)	(2.373)
표본수	6,709	6,709

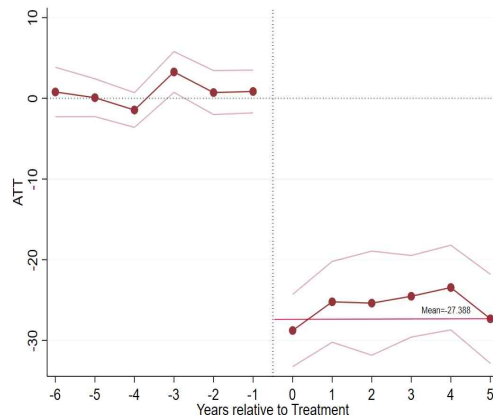
주: 마이스터고로 전환된 전문계고와 전환되지 않은 전문계고 표본을 대상으로 분석한 마이스터고의 전환 효과. 식(7)에서 M_{jt} 가 아닌 학교 i 가 연도 t 에 마이스터고로 전환이 되었는지를 나타내는 MH_{it} 를 활용하여 분석에서 을 추정된 결과로 추정치는 β_1 을 의미함. 각 계수의 표준오차는 지역수준에서 군집화하여 계산함. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

[그림 2-4] 마이스터고로의 전환 효과(%p)

(가) 취업률에 미친 영향



(나) 대학진학률에 미친 영향



주: 마이스터고로 전환된 전문계고와 전환되지 않은 전문계고 표본을 대상으로 분석한 마이스터고의 전환 효과. 식(8)에서 $YearToMeister_{jt}$ 가 아닌 학교 i 가 연도 t 에 마이스터고로 전환된 후, 몇 년이 지났는지를 나타내는 $YearToMeister_{it}$ 를 활용하여 추정된 결과로 추정치는 β_{1c} 을 의미함. 각 계수의 표준오차는 지역수준에서 군집화하여 계산함. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

방법으로 계산한 추정치를 제시한다. 마이스터고는 전환되지 않은 전문계고에 비해 마이스터고로 전환된 이후, 취업률은 38.7%p 증가하였고 대학진학률은 27.4%p 감소하였다. 졸업자가 진학자, 취업자, 입대 및 무직자로 구성된다면 마이스터고로 전환되면서 입대 및 무직자가 11.3%p 감소했다는 것을 추론할 수 있다. [그림 2-4]는 Dynamic

TWFE 방법으로 추정하였다. 전환된 직후의 영향이 가장 크며, 이후에는 절대값 기준으로 감소하는 경향이다.

사전추세는 확인되지 않는다. 우선 [그림 2-4]에서 마이스터고로 전환되기 전 시기를 보면 두 그룹 간의 취업률과 대학진학률간의 유의미한 차이는 없다. 또한, 두 그룹의 관측불가능한 요소 간의 차이는 없었다. 마이스터고로 전환되기 전 기간의 대학진학률과 연관된 학교 고정효과 분포를 [부도 2-4]에 그룹별로 제시한다. 학교 고정효과는 대학진학률을 학교 고정효과, 연도 고정효과, 학교별 여학생 비중에 대해 회귀분석하여 계산하였다. 따라서 두 그룹 간의 비교는 타당하다. 마이스터고 졸업생들에게 미친 영향은 정부의 정책목적과 일치하는 방향이며, 특히 무직자가 감소한 것은 개인과 사회에게 긍정적인 영향을 줄 것으로 기대된다.

4.3 고등학생에게 미친 파급효과

마이스터고 도입으로 마이스터고에 진학하지 않은 중학생들이 진학한 고등학교의 계열에 변화가 있었음을 4.1절에서 확인하였다. 2.2절에서 언급한 것과 같이 이는 각 계열의 고등학교에 입학하는 중학생들의 특징이나 고등학교 선택 이유가 마이스터고가 도입 전과는 차이가 있다는 것을 의미한다. 본 소절에서는 중학생들에게 미친 파급효과가 이 학생들이 고등학생이 되어 진로선택에 미치는 파급효과를 고찰해본다. [표 2-4]의 (1)열에 계열별 표본을 대상으로 분석하기에 앞서, 우선 마이스터고 그룹을 포함한 고등학교 전체 표본에 대해 추정한 결과를 제시한다. 대학진학률은 0.306%p 증가하는 것으로 확인되며 통계적 유의성은 확보할 수 없었다. (2)열과 (3)열 각각에는 인문계고와 전문계고 졸업생의 대학진학 선택에 미친 영향을 제시한다. 마이스터고가 도입된 이후 인문계고 대학진학률은 1.04%p 유의미하게 증가하였으며, 전문계고 학생들 역시 0.78%p 대학진학률이 증가하였지만 통계적 유의성은 확인되지 않았다.⁷⁴⁾

74) 전문계고 표본을 대상으로 계산한 계수 추정치는 인문계고의 계수 추정치와 큰 차이를 보이지 않으나 표준오차는 대폭 크게 계산되었다. 만일, 전문계고의 표본 수가 증가한다면 인문계고와 같이 통계적 유의성을 확보했을 가능성이 있다.

[표 2-4] 마이스터고 도입이 대학교 진학결정에 미친 파급효과(%p)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	대학진학률(%) 인문계고	전문계고	취업률(%) 전문계고
평균(%)	77.46	80.75	64.67	25.53
마이스터고 존재여부	0.306 (0.460)	1.042*** (0.378)	0.777 (1.152)	-1.181 (1.625)
표본수	28,762	22,057	6,120	6,120

주: 고등학교 표본을 대상으로 분석한 마이스터고의 파급효과. 각 열의 변수를 종속변수로 활용하여 식(7)을 추정한 결과로 추정치는 β_1 을 의미함. 각 계수의 표준오차는 지역수준에서 군집화하여 계산함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

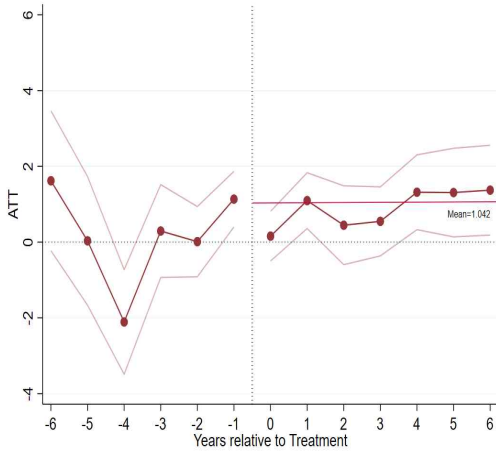
다른 계열에 미친 대학진학률의 증가 현상을 마이스터고에서 대폭 감소한 대학진학률이 상쇄시켜 전체 표본에 미치는 영향의 통계적 유의성을 떨어뜨린 것으로 보인다.

(4)열에는 전문계고 학생들의 취업 선택에 미친 영향을 제시한다. 전문계고 학생들의 취업률은 1.18%p 감소하였으나 유의미한 변화는 아니다. 고등학교 졸업자가 진학자, 취업자, 입대자, 그리고 무직자로 구성되기 때문에 전문계고의 입대자와 무직자에 미친 영향을 추론할 수 있다. 전문계고의 진학률은 0.78%p 증가하고 취업률은 1.18%p 감소하여 입대 및 무직의 비중은 0.44%p 증가할 것으로 보인다. 결과를 제시하지 않지만, 추론한 것과 같게 전문계고의 입대 및 무직 비중은 증가한 것으로 추정되었다. [그림 2-5]를 통해 마이스터고가 도입된 이후 시간이 지날수록 인문계고와 전문계고 학생에게 미친 파급효과는 커진다는 것을 확인할 수 있다. 또한 1년 뒤부터 영향이 확인되었다. 이러한 모습은 [그림 2-3]의 특징과 같다. 마이스터고 도입 이전 기간을 대상으로 추정한 계수를 통해 마이스터고가 도입된 지역과 그렇지 않은 지역 간의 계열별 대학교 진학률에 유의한 차이가 없다는 것을 확인하였다. 부록 1에도 평행사전추세 가정을 검증한 분석을 제시한다.

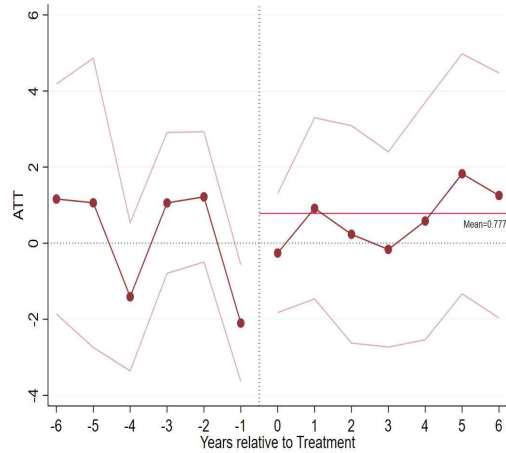
따라서 본 소절에서는 추정 결과에 대해 해석한다.

[그림 2-5] 마이스터고의 도입이 대학교 진학결정에 미친 파급효과(%p)

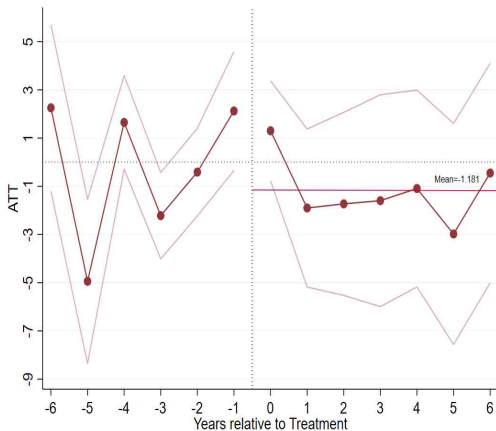
(가) 인문계고의 대학진학



(나) 전문계고의 대학진학



(다) 전문계고의 취업



주: 고등학교 표본을 대상으로 분석한 마이스터고의 파급효과. 각 열의 변수를 종속변수로 활용하여 식(8)를 추정한 결과로 추정치는 β_{1c} 을 의미함. 각 계수의 표준오차는 지역수준에서 군집화하여 계산함. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

[표 2-4]와 [그림 2-5]의 추정 결과는 진학하는 중학생 수 자체가 기술적으로 줄어들어서 나타나는 직접적인 변화와 2.2절에서 제시한 고등학교 진학 이후에 발생한 세 가지 가능성 있는 경로를 통해 발생한 파급효과를 포함한다. 대학진학률의 변화를 생각해보면, 전자의 경우는 대학진학률의 분모에 해당하는 고등학교 졸업생 수, 즉, 중학교 진학자 수에 반영될 것이고 파급효과로 인한 변화는 대학진학률의 분자에 해당하는

대학진학자 수 변화에 반영될 것이다. 가령, 인문계고를 진학하려던 학생의 일부가 마이스터고 또는 전문계고로 진학하여 인문계고의 입학생이 줄어들고 그것이 인문계고 졸업생 감소로 연결된 경우를 생각해본다. 인문계고에서의 대학진학자가 고정되었다면 인문계고의 대학진학률은 졸업생(분모)이 줄어들었기 때문에 증가할 것이다. 이렇듯 고등학생에게 미친 파급효과가 없음에도 중학생 진학자 수의 변화에 의해서도 대학진학률이 변할 수 있는 것이다. 따라서 대학진학률의 변화 중 파급효과를 분리하기 위해 전국에 중학생이 100명인 상황을 가정하여 계산해본다. 계산과정에 대한 자세한 설명은 부록 4에 제시한다.

부록 4의 [부표 2-4]에 제시된 계산을 참고하면 인문계고에서 대학 진학자는 오히려 감소하였다. 인문계고 진학자의 감소분은 -0.78명인데 반해 대학진학자의 감소분은 -0.03명으로, 중학생 1명이 인문계고로 진학하지 않을 때 인문계고에서는 0.04명이 대학을 진학하지 않는다. 즉 중학생 변화가 1일 때 파급효과는 0.04를 의미한다는 것이다. 결국 마이스터고 도입 이후, 인문계고의 대학진학률 증가는 중학생이 인문계고를 적게 진학한 데에서 기인한 것으로 설명된다(분모의 변화).

직접효과가 파급효과에 비해 상당히 크지만, 인문계고의 대학진학자가 감소한 이유에 대해 생각해본다. 2.2절에 제시한 경로의 여러 가능성 중에서 다음의 변화가 발생한 것으로 보인다. 우선 성적이 우수한 학생들이 인문계고 대신 마이스터고를 진학하여 인문계고에 진학한 학생들의 학업분위기가 나빠졌을 수 있다. 이 경우 학업에 대한 부정적인 동료효과($\nu_{t+1} > 0$)가 발생하여 결과적으로 $r_{t+1} > r_t$ 와 $r_{t+1} > q$ 로 이어진 것일 수 있다. 한편 인문계고에 진학하는 학생들이 계열에 대한 선호를 신중히 탐색하여 대학진학을 목적으로 진학한 것일 수 있다. 이러한 경우는 $\nu_{t+1} < 0$ 로 실현되어, 학업에 대한 부정적인 동료효과를 완화했을 수 있다. 완화되는 효과로 인해 대학진학자 감소가 크지 않을 수 있다.

같은 방식으로 전문계고도 두 영향을 분리해본다. 전문계고에서 대학진학자는 증가하였다. 전문계고의 대학진학자가 변하지 않았다면 졸업생(분모)은 증가한 것으로 추정되었기 때문에 전문계고의 대학진학률은 감

소할 수 있다. 그러나 대학진학률이 증가하는 것으로 추정된 것은 유의미하지 않지만 직접효과보다 파급효과가 크다는 것을 의미한다. [부표 2-4]에 제시된 계산을 참고하면 전문계고 진학자 증가분은 0.52명이지만 대학진학자 증가분은 0.78명으로 계산되어 중학생 1명이 전문계고로 진학을 더 할 때 1.5명이 대학을 진학한다. 취업자도 통계적으로 유의미하지 않지만, 감소한 것으로 계산되었다(부표 2-5).

전문계고의 대학진학자가 증가한 이유에 대해 생각해본다. 인문계고의 변화와 마찬가지로 2.2절에서 제시한 여러 경로의 가능성 중에서 다음의 변화를 통해 발생한 것으로 보인다. 첫 번째로 중학생들이 전략적으로 대학을 위해 전문계고를 진학한 것이다. $p_v(r_t)$ 가 높아지거나 ν_{t+1} 이 낮게 실현될 것으로 예상하고 전문계고를 선택했을 것이다. 직업교육에 관심이 있으면서 성적이 좋은 학생들이 전문계고를 진학하지 않고 마이스터고를 진학하여 전문계고에 우수 학생들이 줄어든 상황이다. 이런 경우 인문계고에 비해 대학 진학 경쟁률이 크게 완화될 수 있다.⁷⁵⁾ 따라서 $p_v(r_t)$ 가 모든 r_t 에 대해 증가하였을 것이라 예상하고 등수를 높이려는 전략으로 전문계고에 진학했을 수 있다. 진학을 위한 전략으로 전문계고에 진학한 경우, 중학생 때부터 학업에 의지를 갖고 전문계고에 진학한 것이기 때문에 ν_{t+1} 이 음의 값으로 실현될 것이다. 두 번째 이유는 직업교육에 대한 인식 개선으로 전문계고를 진학하였지만, 전문계고 졸업 이후의 고졸 취업의 현실에 대한 정보와 직업교육에 실망하여 취업이 아닌 진학으로 진로를 변경한 경우다. ε_{t+1} 이 음의 값으로 실현되어 $\alpha_{t+1} < \alpha_t$ 으로 변화였고 취업보다는 학업에 관심을 증가시켰을 것이다. 특히 두 번째 이유로 학생들이 대학을 진학한다면 그것은 맹목적일 수 있고, 입대 또는 무직으로 이어질 수 있다. 또한 취업자가 감소한 이유는 취업에 열정이 있는 학생들이 마이스터고로 진학하였기 때문에 전문계고 학생들에게는 취업에 대한 부정적 동료효과($\nu_{t+1} < 0$)가 발생한 것 때문일 수 있다.

75) 한국교육고용패널 2차년도 자료를 통해 전문계고를 선택한 이유로 대학진학에 유리할 것 같다는 응답이 22%로 매우 높은 비중을 차지하였다.

종합하면, 앞서 제시한 모든 경로는 복합적으로 발생하였을 것이다. 중학생이 인문계고에서 전략적으로 혹은 직업교육에 관한 관심으로 전문계고에 진학했을 수 있다. 전문계고에서 대학진학자가 증가한 것이 중학생의 대학진학을 위한 전략 때문일 수 있지만 직업교육 또는 고졸 취업 현실에 실망했기 때문일 수 있다.⁷⁶⁾ 특히 전문계고에서 입대자와 무직자가 증가한 것은 개인과 사회에 좋지 않은 영향을 미칠 수 있어 주목할 만하다.

4.4 강건성 검증

본 소절에서는 네 가지 검증을 통해 결과의 강건성에 대해 논의한다. 첫 번째 검증 방법은 마이스터고가 도입되는 지역으로 처치집단에 있지만 늦게 도입되는 지역(Not Yet Treated Group)을 추가로 통제그룹에 포함하여 분석하는 것이다. [표 2-2]에 제시한 주된 결과는 마이스터고가 도입되지 않은 지역(Never Treated Group)만을 통제그룹에 포함하여 분석한 것이다. 중학교와 고등학교 각각에 대해 분석하였다. [표 2-5]와 [표 2-6]을 참고하면 주된 결과와 유사한 결과를 확인할 수 있다.

두 번째 검증 방법은 시도 수준에서 마이스터고가 도입되지 않은 두 지역인 제주와 세종을 제외하고 분석하는 것이다.⁷⁷⁾ 만일 두 지역에 있는 전문계고가 마이스터고로 전환되지 않은 이유가 두 지역 학교들의 진학과 연결되었다면 추정치에 편의가 발생할 수 있다. 가령, 마이스터고 도입 전에 두 지역의 중학생들이 인문계고로 진학을 더 많이 하거나 전문계고로 진학을 덜 했다면 상향편의가 발생할 수 있다. 전문계고 졸업생이 진학을 덜 했다면 마찬가지로 상향편의가 발생했을 것이다. 추정치가 감소한 것은 상향편의가 존재했다는 것을 의미한다. 그러나 이러한 편의를 제거하여도 주된 결과와 유사한 결과가 계산되었다.

76) 어떠한 경로가 추정결과를 설명하는지는 개인수준의 자료를 통해 확인해보아야 한다.

77) 세종으로 편입된 지역인 충남 연기군 및 일부 지역의 전문계고는 한 개밖에 없어 마이스터고로 전환될 수 없었던 것으로 추측된다.

[표 2-5] 강건성 검증 결과: 중학교(%p)

	(1)	(2)
	인문계고로의 진학률	전문계고로의 진학률
(가) 늦게 도입되는 지역 통제그룹에 추가		
마이스터고 여부	-1.415*** (0.471)	0.968** (0.440)
표본수	39,122	39,122
(나) 세종, 제주 제외		
마이스터고 여부	-1.216*** (0.451)	0.777* (0.430)
표본수	38,450	38,450
(다) 지역 산업의 발달 정도 통제		
마이스터고 여부	-2.225* (1.254)	1.709* (1.018)
표본수	39,068	39,068

[표 2-6] 강건성 검증 결과: 고등학교(%p)

	(1)	(2)	(3)
	대학진학률(%)		취업률(%)
	인문계고	전문계고	전문계고
(가) 늦게 도입되는 지역 통제그룹에 추가			
마이스터고 여부	1.027*** (0.374)	0.657 (1.135)	-0.958 (1.585)
표본수	22,057	6,120	6,120
(나) 세종 제주 제외			
마이스터고 여부	0.972** (0.381)	0.866 (1.176)	-1.110 (1.664)
표본수	21,667	6,029	6,029
(다) 계열변경교 제외			
마이스터고 여부	1.006*** (0.377)	0.736 (1.152)	-1.034 (1.630)
표본수	21,861	6,107	6,107
(라) 지역산업의 발달 정도 통제			
마이스터고 여부	1.577*** (0.523)	0.926 (1.873)	-2.901* (1.668)
표본수	22,042	6,115	6,115

세 번째 검증 방법은 고등학교 분석에서 계열 변경된 학교들을 제외하고 분석한다. 자료 부분에서 설명한 것처럼 중간에 전문계고에서 인문계고로 바꾸거나 그 반대로 바꾼 경우가 있지만, 분석의 편의를 위해 2020년의 계열로 변경하여 분석에 활용하였다.⁷⁸⁾ 이 학교들로 인해 계수 값이 왜곡되었을 수 있다. 가령, 2019년에 전문계고에서 인문계고로 계열을 변경한 학교의 경우, 본 연구에서는 2020년의 계열이 인문계이기 때문에, 2019년 이전에도 인문계고로 분류한 것이다. 이런 경우가 많다면 중학교를 대상으로 분석한 경우, 인문계고로의 진학률에 미친 영향은 과소 추정되었을 것이다. 계열 변경된 학교는 표본의 0.7%를 차지한다. [표 2-6]을 참고하면 주된 결과와 유사한 결과를 확인할 수 있다.

마지막 검증 방법은 지역의 산업 발달 정도가 학생들의 진로 선택에 미친 영향을 통제하고 분석한다. 특정 산업이 다른 지역에 비해 더 발달하였다면 중학생은 전문계고에 진학할 확률이 높고 고등학생은 취업을 선택할 가능성이 커질 수 있다. GRDP를 활용하여 지역의 산업분포를 통제하였다. 서비스업과 제조업이 산업의 95% 이상을 차지하고 있어 이중 제조업 발달 정도를 통제하였다. 시도 수준의 총부가가치 중 광·제조업 총부가가치가 차지하는 비중을 계산한 값을 통제하였다. [표 2-2]에 제시된 결과에 비해 추정치와 표준오차 모두 커졌다. 추정치가 증가한 것은 해당 지표를 통제하기 전의 분석에서 산업 발달 정도의 영향이 존재한다는 것을 의미하며, 시군 수준이 아닌 시도수준의 GRDP를 통제하여 표준오차가 증가한 것으로 보인다.⁷⁹⁾ 네 가지 추가 분석을 통해 본 연구에서 제시한 결과의 강건성을 검증하였다.

78) 인문계고 안에 직업반이 있는 경우 직업반의 영향이 커지게 되면 전문계고로 계열을 변경하였다.

79) 산업 분류 및 시군 수준의 지역 분류 변경으로 인해 시도 수준의 GRDP를 활용하여 통제하였다. 표본 수가 [표 2-2]에 제시된 표본 수에 비해 작아진 것은 마이스터고 도입 전 기간의 세종지역의 부가가치는 존재하지 않아 제외되었기 때문이다.

제 5 절 결론

정부는 중견기술인력의 부족과 청년 실업 문제에 대한 원인으로 높은 대학진학률과 전문계고로의 낮은 진학률을 지적한다. 이를 해결하기 위해 정부는 마이스터고 정책을 중심으로 직업교육 개혁을 시행하였다. 정부는 마이스터고를 통해 학생들에게 명확한 비전과 진로를 제시하기 위해 양질의 직업교육을 제공하고자 하였다. 이를 위해 기존의 교육 내용과 방법을 체계적으로 개선하고, 학교 시설, 교사, 학생들에게 재정 및 운영 측면에서 적극적으로 투자하였다.

본 연구는 마이스터고의 직접적인 효과와 파급효과를 추정하였다. 마이스터고를 선택하지 않은 중학생의 고등학교 계열 선택에 미친 파급효과와 이 학생들이 고등학교에 진학했을 때 진로 선택에 미친 영향을 살펴해보았다. 분석 결과 중학생이 인문계고로 진학을 적게 하고 전문계고로 진학을 더 하였으며 이는 정책 의도와 부합한다. 또한, 인문계고의 대학진학자는 감소하였으며, 전문계고의 대학진학자는 증가하고 취업률은 감소하였다. 마이스터고의 직접적인 효과로서 마이스터고 졸업생의 대학진학률은 대폭 감소하였다. 그래서 마이스터고 도입은 직업교육을 받는 마이스터고와 전문계고 졸업생의 대학진학률을 0.42%p 감소시켰으며, 이는 정책 목적과 부합한다. 그러나 전문계고의 대학진학자 증가와 취업자 감소는 의도하지 않은 결과이다.

제시한 여러 경로 중 부정적 파급효과가 발생할 가능성을 제시하였다. $\alpha_t > 0$ 으로 전문계고 진학하였지만, 고등학교 때 α_{t+1} 이 감소한 경우이다. 이러한 경우는 맹목적으로 대학을 진학하거나 입대자 및 무직자가 될 가능성을 높일 수 있다. 특히 고등학교 졸업 후 입대자 및 무직자가 되는 경우는 개인에게 좋지 않은 영향을 줄 수 있다.⁸⁰⁾ 이러한 가능성을

80) 사회 전체의 후생에 미치는 영향은 마이스터고 학생들에게 미치는 긍정적 영향과 마이스터고로 전환되지 않은 전문계고 학생들에게 미치는 부정적 영향의 합이기 때문에, 추론하기 어렵다. 그러나 만일 마이스터고 정책이 사회 전체 후생에 미치는 영향이 긍정적이라고 하더라도 일부 개인에게는 부정적인 영향이 존재할 수 있다. 본고에서는 이와 같은 개인에게 미친 영향만을 논의한다.

낮추기 위해서는 적어도 취업이나 직업교육에 관한 관심으로 전문계고에 진학한 학생들의 α_{t+1} 이 감소하지 않도록 해야 한다. 정부의 의도대로 마이스터고 도입으로 전문계고에 더 많이 진학한 학생들을 취업으로 이어지게 하기 위해서는 마이스터고로 전환되지 않는 전문계고의 교육에도 전공 지식에 대한 체계적인 직업교육과 적극적인 취업 지도와 같은 개선이 필요하다는 것을 시사한다.

참 고 문 헌

- Biewen, M., and Tapalaga, M. (2017).** Life-cycle educational choices in a system with early tracking and ‘second chance’ options. *Economics of Education Review*, 56, 80–94.
- Borghans, L., Diris, R., Smits, W., and de Vries, J. (2020).** Should we sort it out later? The effect of tracking age on long-run outcomes. *Economics of Education Review*, 75, 101973.
- Buser, T., Niederle, M., and Oosterbeek, H. (2014).** Gender, competitiveness, and career choices. *Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1409–1447.
- Callaway, B., and Sant’Anna, P. H. (2021).** Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of econometrics*, 225(2), 200–230.
- Dillon, E. W., and Smith, J. A. (2017).** Determinants of the match between student ability and college quality. *Journal of Labor Economics*, 35(1), 45–66.
- Dustmann, C. (2004).** Parental background, secondary school track choice, and wages. *Oxford Economic Papers*, 56(2), 209–230.
- Goodman-Bacon, A. (2021).** Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254–277.
- Kornfeld, M., and Ochs, C. (2015).** Teachers’ versus parental choice and the tracking distribution of students: A natural experiment. *Applied Economics*, 47(60), 6529–6542.
- Lange, S., and von Werder, M. (2017).** Tracking and the intergenerational transmission of education: Evidence from a natural experiment. *Economics of Education Review*, 61, 59–78.

- Malamud, O., and Pop-Eleches, C. (2011).** School tracking and access to higher education among disadvantaged groups. *Journal of Public Economics*, 95(11-12), 1538-1549.
- Maurin, E., and McNally, S. (2007).** Educational effects of widening access to the academic track: A natural experiment.
- Mühlenweg, A. M., and Puhani, P. A. (2010).** The evolution of the school-entry age effect in a school tracking system. *Journal of human Resources*, 45(2), 407-438.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD).** (2021). *Education at a glance 2021: OECD indicators*. Paris: OECD.
- _____. (2016). *Education Policy Outlook: Korea*. Paris: OECD.
- Piopiunik, M. (2014).** The effects of early tracking on student performance: Evidence from a school reform in Bavaria. *Economics of Education Review*, 42, 12-33.
- Spiess, C. K., and Wrohlich, K. (2010).** Does distance determine who attends a university in Germany?. *Economics of Education Review*, 29(3), 470-479.
- Tamm, M. (2008).** Does money buy higher schooling?: Evidence from secondary school track choice in Germany. *Economics of Education Review*, 27(5), 536-545.
- Tansel, A. (2002).** Determinants of school attainment of boys and girls in Turkey: Individual, household and community factors. *Economics of Education Review*, 21(5), 455-470.
- The Economist (2013, 4. 27),** Generation jobless.
- Van de Werfhorst, H. G. (2019).** Early tracking and social inequality in educational attainment: Educational reforms in 21 European countries. *American Journal of Education*, 126(1),

65-99.

Wolfel, O., and Heineck, G. (2012). Parental risk attitudes and children's secondary school track choice. *Economics of Education Review*, 31(5), 727-743.

교육과학기술부(2008). 마이스터고 기본육성계획

김강호. (2017). 마이스터고 교육의 취업효과: 특성화고와의 비교를 중심으로.

김난영. (2019). 이중차분법(Difference-in-Differences, DiD)을 활용한 정부 사업 평가: 마이스터고지원 사업 효과를 중심으로. *정책분석평가학회보*, 29(3), 141-167.

김종우, 윤희환, 김인엽, 황성수, 황승록. (2015). 마이스터고 졸업생의 노동시장 이행 성과 분석.

배상훈, 조성범, 홍지인. (2013). 학업적 자기효능감, 자기주도적 학습태도, 학교 만족도에 대한 마이스터고등학교 효과: 3 시점 유사종단자료 분석. *열린교육연구*, 21(3), 179-205.

양정승, 김유미. (2014). 마이스터고 정책의 초기 노동시장 효과 분석. *노동경제논집*, 37(3), 75-99.

유한구, 이은혜. (2017). 마이스터고 현황 분석: 재학생의 학교 만족도와 진로계획을 중심으로.

장명희 (2012). 고졸 취업 및 후진학 활성화 정책 성과분석 연구. [국립중앙도서관 연계] 교육부 발간자료.

장명희, 김종우, 이병욱. (2008). 『한국형 마이스터고 운영 및 인증 시스템 모형 개발』, 한국직업능력개발원, 137-153

한국경제60년사편찬위원회(2010), 『한국경제60년사』, 제5권 사회복지보건 편, 한국개발연구원.

한국직업능력연구원(2022), 특성화고 학교, 학생, 교원 수 변화 동향 분석, KRIVET Issue Brief. 233호.

부 록

부록 1. 마이스터고 도입 이전 진학률의 사전추세 검증

본 절에서는 마이스터고가 도입되기 전 시기만을 대상으로 마이스터고가 도입된 지역과 그렇지 않은 지역 간의 진학률에 차이가 있는지를 식(A1)을 활용하여 검증한다. 중학교 분석에서는 마이스터고가 도입되기 전인 2005~09년 자료를 활용하였고, 고등학교 분석에서는 마이스터고의 첫 졸업생이 배출되기 전인 2008~12년 자료를 활용하였다.

$$A_{ijt} = \tau_{mt} + \gamma_m + \delta_t + \eta_{ijt} \quad (A1)$$

τ_{mt} 은 연도별(t) 마이스터고가 존재하는 지역(m)의 고정효과이며 이를 통해 마이스터고 존재 여부에 따라 진학률 간의 유의미한 차이를 확인한다. 이 변수의 추정치가 통계적으로 유의하지 않는다면 마이스터고 개교 이전 지역 간의 진학률에는 유의미한 차이가 존재하지 않는 것이다. 즉, 평행사전추세가정을 만족시킬 수 있다. γ_m 은 마이스터고가 존재하는 지역의 고정효과이고 δ_t 는 연도 고정효과이다. A_{it} 는 식(7)과 동일하게 중학교 분석에서는 인문계고로의 진학률과 전문계고로의 진학률을 의미하며, 고등학교 분석에서는 대학진학률을 의미한다.

[부표 2-1]에 식(A1)의 추정 결과를 제시한다. 전반적으로 사전추세는 존재하지 않는 것으로 확인된다. (1)열과 (2)열은 고등학교 계열별로 추정한 결과이며 두 지역 간의 차이가 모든 연도 간에 유의미한 차이가 없었다. 모든 계수가 결합적으로 0과 같다는 가정도 기각할 수 없었다. (3)열과 (4)열은 중학교 자료를 분석한 결과이다. 인문계고로의 진학률이 2006년 두 지역 간에 유의미한 차이가 확인되고 있지만 이는 10% 유의수준에서 차이가 존재하는 것으로 강건하다고 말할 수 없다. 모든 계수

가 결합적으로 0과 같다는 가정은 기각할 수 없었다. 2005년과 2006년을 제외하고 식(7)을 활용하여 인문계고로의 진학률에 미친 영향을 추정한 결과는 주요 결과와 유사하였다. 전문계고로의 진학률의 유의미한 차이는 없다. 추정 방법의 타당성은 검증되었다고 할 수 있다.

[부표 2-1] 마이스터고 도입 이전 진학률의 사전추세 검증

	(1)	(2)		(3)	(4)
	인문계고	전문계고		중학교	
	대학진학률(%)			인문계고로의 진학률(%)	전문계고로의 진학률(%)
τ_{m2009}	0.239 (0.753)	1.318 (1.100)	τ_{m2006}	0.629* (0.345)	-0.278 (0.363)
τ_{m2010}	1.336 (0.863)	1.158 (1.416)	τ_{m2007}	0.192 (0.373)	-0.086 (0.391)
τ_{m2011}	1.138 (0.782)	1.220 (1.378)	τ_{m2008}	-0.214 (0.410)	0.282 (0.422)
τ_{m2012}	1.129 (0.790)	-0.062 (1.720)	τ_{m2009}	-0.122 (0.428)	0.182 (0.450)
τ_m	1.345 (0.917)	-2.580 (1.957)	τ_m	-1.765*** (0.597)	1.477** (0.641)
표본수	8,088	2,362	표본수	14,582	14,582
연도 FE	Y	Y	연도 FE	Y	Y
$H_0 : \tau_{m2009} = \tau_m$ $= \tau_{m2011} = \tau_{m2012}$ $= 0$	0.4	0.4	$H_0 : \tau_{m2006} = \tau_m$ $= \tau_{m2008} = \tau_{m2009}$ $= 0$	0.1	0.6
p-value			p-value		

주: 결과(1)과 (2)는 2008~12년 고등학교 자료를 활용. τ_{m2008} 을 기준으로 설정하여 계산함. 결과(3)과 (4)는 2005~09년 중학교 자료를 활용, τ_{m2005} 을 기준으로 설정하여 계산함. 졸업생 수를 가중치로 활용하였으며, 계수의 추정치는 지역 수준에서 군집화하여 계산함. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

부록 2. 마이스터고의 영향이 존재하는 범위

본 소절에서는 마이스터고가 존재하는 지역과 각 학교가 존재하는 지역이 떨어진 거리를 고려하여 충격이 유의한 지역이 어느 수준인지를 식 (A2)의 추정을 통해 확인하고자 한다.

$$A_{ijt} = \alpha + \beta_1^D M_{jt}^D + \beta_2 FR_{ijt} + \lambda_i + \tau_t + e_{ijt} \quad (A2)$$

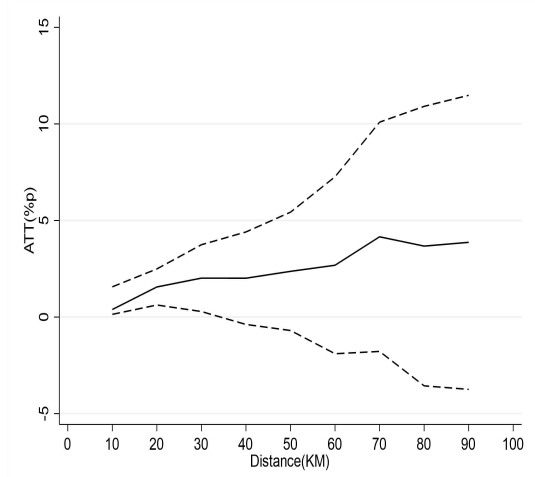
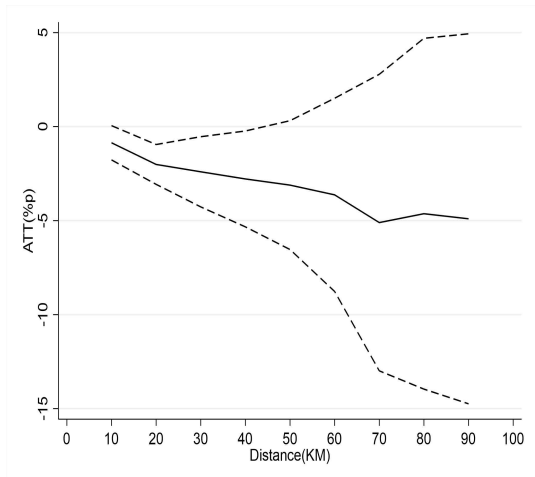
모든 학교(i)는 학교가 존재하는 시군구의 중심(centroid)에 존재한다고 가정한다. 예컨대 서울시 강남구에 있는 마이스터고는 강남구의 중심에 존재하는 것이다. D 는 마이스터고가 위치한 시군구의 중심과 각 학교가 위치한 시군구의 중심이 떨어진 거리를 의미한다. 본 소절에서는 마이스터고가 10km, 20km, ..., 90km 차이 나는 위치에 있는 지역에 있는 학교에 미치는 영향을 β_1^D 를 통해 추정하였다.

마이스터고와 가까운 거리에 있는 학교에는 마이스터고의 영향이 점차 커지다가 일정 거리 이상부터는 그 영향이 일정할 수 있다. 즉, 유의한 계수 추정치는 $\beta_1^{10} < \beta_1^{20} < \beta_1^{30} = \beta_1^{40} = \dots = \beta_1^{90}$ 의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있다. 이러한 관계를 갖는다면 40km까지는 영향이 존재하지만 50km 떨어진 지역의 학교에는 영향이 없다는 것을 의미한다. 만일 유의한 계수값이 $\beta_1^{10} < \beta_1^{20} < \beta_1^{30} < \beta_1^{40} < \dots < \beta_1^{90}$ 의 관계를 만족한다면 90km까지 영향이 존재하는 것이다. 그러나 계속 커지는 경우에도 일정 거리 이상부터 계수값이 유의하지 않는다면 신뢰할 수 없을 것이다.

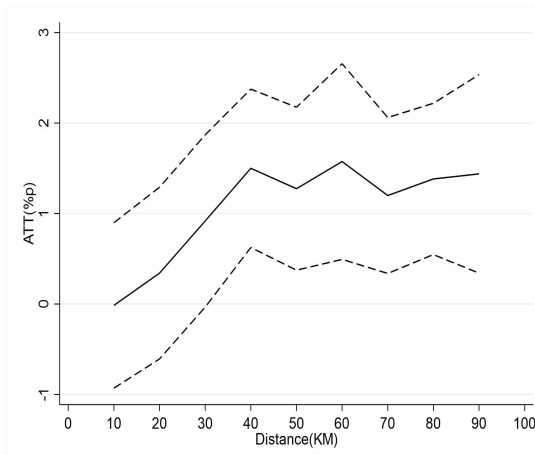
추정 결과 마이스터고는 30-40km 떨어진 거리에 있는 학교에 영향을 미치는 것으로 계산되었으며, 이는 [부도 2-1]과 [부표 2-2]에 제시하였다. 시 수준에서는 광역시의 지름이 30km 정도에 해당하고 대부분의 군은 30-40km 수준이다. 경기도의 작은 시 이외에는 대부분의 시군의 지름과 유사한 크기인 것으로 보인다.

[부도 2-1] 거리에 따른 마이스터고의 영향(%p)

(가) 중학생: 인문계고로의 진학률 (나) 중학생: 전문계고로의 진학률



(다) 고등학생: 대학진학률



[부표 2-2] 거리에 따른 마이스터고 영향(%p)

km	10	20	30	40	50
중: 인문계고	-0.856* (0.465)	-2.011*** (0.540)	-2.402** (0.952)	-2.782** (1.301)	-3.110* (1.748)
중: 전문계고	0.391 (0.447)	1.558*** (0.476)	2.016** (0.882)	2.012 (1.222)	2.367 (1.563)
고: 대학교	-0.015 (.446)	0.342 (0.484)	0.918* (0.486)	1.500*** (0.447)	1.274*** (0.459)

[부표 2-2] 계속

km	60	70	80	90
중: 인문계고	-3.629 (2.622)	-5.103 (4.023)	-4.631 (4.760)	-4.902 (5.020)
중: 전문계고	2.683 (2.337)	4.157 (3.028)	3.674 (3.691)	3.869 (3.884)
고: 대학교	1.575*** (0.553)	1.199*** (0.439)	1.382** (0.427)	1.438*** (0.559)

주: 거리는 마이스터고가 위치한 시군구와 학교들이 위치한 시군구의 중심지(centroid) 간의 차이를 의미

부록 3. 한국의 학군

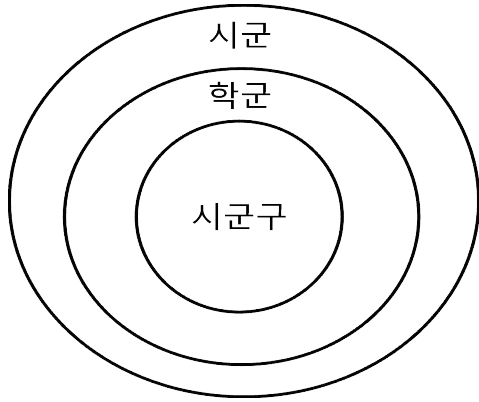
본 절에서는 한국의 학군 구성은 도시의 크기에 따라 세 종류로 분류된다. 우선 [부도 2-2]의 (가)와 같이 시군구를 여러 개 합친 지역을 학군으로 분류한다. 이는 주로 서울, 부산, 울산, 대전, 대구 등과 같은 광역시와 같이 지역이 세분류되어 있는 경우이다. 가령 서울시의 강남서초 학군은 서울시 강남구와 서울시 서초구를 합쳐 하나의 학군을 형성한다. 이런 방식으로 형성된 학군은 전체의 16.4%에 해당한다. 두 번째 분류는 시군 자체가 학군이 되는 경우이다. 가령, 경기고양학군은 경기도 고양시만을, 전남광양학군은 전라남도 광양시만을 학군으로 포함하는 것이다. 학군의 78.6%가 이 방식으로 학군을 형성하였다.

세 번째 분류는 [부도 2-2]의 (나)와 같이 2개 이상의 시군이 모여 학군을 구성하는 경우이다. 가령, 경기화성오산 학군은 경기도 화성시와 오산시를 합쳐 하나의 학군을 형성한다. 학생들이 거주지와 학교와의 거리를 기준으로 선호를 표시하는 경향을 고려하면 이를 반영한 학군 내 무작위 배정의 결과도 거주지의 시군을 벗어날 가능성은 작을 것으로 보인다. 즉, 여전히 시군 내에서 고등학교를 진학할 수 있을 것으로 보인다.⁸¹⁾ 이런 방식으로 형성된 학군은 전체의 5.1%에 불과하다.

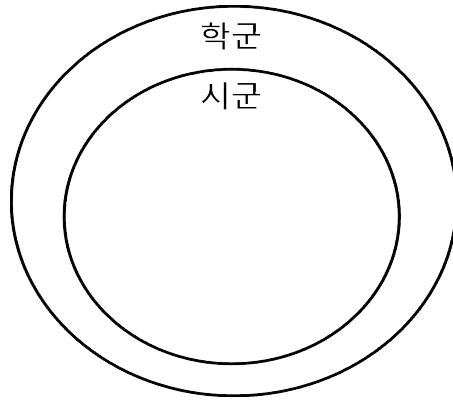
81) 또한 이러한 방식으로 학군을 형성하는 지역 중에 마이스터고가 존재하는 지역은 충남논산계룡학군 뿐이다.

[부도 2-2] 한국의 지역과 학군

(가) 광역시



(나) 중소도시



부록 4. 계열 및 진학 결정에 미친 영향 분해

주요 결과에서 제시한 수치들은 마이스터고가 생겼기 때문에 마이스터고로 진학하면서 발생할 수 있는 변화와 그 외에 다른 계열로 이동한 결과들이 합쳐진 수치이다. 본 절에서는 학교급별로 계열 및 진학 결정에 미친 영향을 가상의 상황을 도입하여 분해한다. 시군 수준 분석 결과를 대표로 설명한다.

중학교 [부표 2-3]은 고등학교 계열 결정에 미친 영향을 분해한다. 본 연구에서는 마이스터고 진학자를 따로 파악할 수 없어 마이스터고에 진학한 학생수를 포함한 특목고 진학자를 활용하였다. 본 계산에 활용된 가정은 (1) 마이스터고 이외의 다른 특목고에 진학을 희망하는 중학생에 미친 영향은 없다; (2) 특목고 진학자를 제외한 중학생들은 같은 시군수준에 있는 고등학교에 진학한다는 것이다. 즉, 마이스터고는 해당 시군 이외의 지역에서도 진학할 수 있는 가능성을 열어두었다.

우선, 마이스터고에 진학한 학생들(0.336)의 80%는 인문계고에 진학하려던 학생(0.293)이, 20%는 전문계고에 진학하려던 학생(0.073)이 진학했다고 가정한 계산 결과를 [부표 2-3]에 제시하였다. 결과적으로 인문계고로의 진학률 변화분의 78%는 인문계고에서 전문계고로 계열을 변경한 경우가 설명하고, 마이스터고로 진학한 경우는 21%를 설명한다. 전문계고로의 진학률 변화의 -8%는 마이스터고로 진학한 경우가 -10%는 진학하지 않은 경우가 119%는 인문계고에서 전문계고로 계열을 바꾼 경우가 설명한다. 마이스터고에 진학한 학생들이 기존에 진학하고자 했던 계열 비중을 (가령 마이스터고 진학자 중, 마이스터고가 도입되지 않았다면 80%가 인문계고에 진학했을 학생, 20%가 전문계고에 진학했을 학생) 변경하여도 크기에 차이는 있지만, 마이스터고가 없었다면 인문계고를 진학했을 학생이 전문계고로 진학했다는 것은 변하지 않는다. 인문계고를 진학하려던 학생이 마이스터고로 진학하는 비중이 증가할수록 인문계고에서 전문계고로 진학을 바꾸는 정도만 줄어들 뿐이다.

[부표 2-3] 중학생의 고등학교 계열선택에 미친 영향 분해(%p)

		TO (마이스터고 도입 이후 진학계열)				
		인문계	전문계	특목고 (마고포함)	비진학	계
FROM (마이스터 고 도입 이전 진학계열)	인문계		1.078	0.293		1.371
	전문계	-1.078		0.073	0.099	0.905
	특목고 (마고포함)	-0.293	-0.073			-0.366
	비진학		-0.099			
	계	-1.371	0.905	0.366	0.099	

주: 마이스터고의 도입이 특목고에 진학하려던 학생에 미치는 영향이 없는 것으로 가정. 해당 지역의 중학생뿐 아니라 이외의 지역에서도 마이스터고로 진학이 가능한 것으로 가정. 마이스터고의 80%가 인문계고를 진학하려던 학생이, 20%가 전문계고를 진학하려는 학생이 진학한 것으로 가정. 세로축은 마이스터고가 도입되지 않았다면 중학생들이 진학했을 고등학교의 계열을 의미하고 가로축은 마이스터고 도입 이후 중학생들이 진학한 고등학교의 계열을 의미.

고등학교 [부표 2-42]는 대학교 진학결정에 미친 과급효과를 분해한 계산 결과를 보여주며, 1번을 대표적으로 설명한다. 전국에 100명의 중학생이 있다고 가정할 때 마이스터고가 존재하는 지역의 졸업생 비중은 57.04%이다. 따라서 마이스터고가 도입되지 않았을 때 마이스터고가 생길 시군 지역의 중학생은 57.04명이다. 마이스터고가 생길 지역의 인문계고 학생들의 평균 대학진학률은 78.6%이기 때문에 중학생 57.04명 중에서 44.85명이 대학을 진학한다. 마이스터고가 생긴 이후에 인문계고로 진학하려는 중학생이 56.26명(=57.04+57.04*-1.371*1/100)으로 줄어든다. 이는 [표 2-2]에서 제시한 중학생이 인문계고로 진학할 가능성이 -1.371%p 감소한다는 결과를 활용하여 계산한 것이다. 또 마이스터고가 생긴 이후의 인문계고 학생들의 대학진학률은 1.04%p 증가하여 79.66%로 변한다. 역으로 계산하게 되면 인문계고에서 대학진학하는 학생들은 44.82명(=56.26*79.66%)으로 변해 이전에 비해 -0.029명 감소한다. 결국 인문계고로 진학하는 중학생이 1.37명 감소할 때 인문계고에서의 대학진학자는 0.029명 감소한다. 즉, 인문계고로 진학하는 중학생이 1명 감소할 때 인문계고에서 0.04명이 대학진학을 적게 한다.

[부표 2-4] 대학교 진학선택에 미친 과급효과 분해

	(1)	(2)	(3)
1. 인문계고	인문계고 로의 진학자(명)	대학진 학자(명)	마이스터고 있는 지역의 인문계고의 평균진학률(%)
마이스터고 도입 전(A)	57.05	44.85	78.62
마이스터고 도입 후(B)	56.27	44.82	79.66(=78.62+1.04)
변화(B-A)(명)	-0.78(a)	-0.03(b)	
중학생 한명당 대학진학자 변화(b/a)(명)		0.04	
2. 전문계고	전문계고 로의 진학자(명)	대학진 학자(명)	마이스터고 있는 지역의 전문계고의 평균진학률(%)
마이스터고 도입 전(A)	57.05	36.16	63.39
마이스터고 도입 후(B)	57.56	36.94	64.16(=63.39+0.78)
변화(B-A)(명)	0.52(a)	0.78(b)	
중학생 한명당 대학진학자 변화(b/a)(명)		1.50	

주: (3)열의 마이스터고 도입 후의 평균 진학률에 굵게 작성된 수치는 식(1)을 통해 추정된 계수값.

[부표 2-5] 전문계고 취업선택에 미친 과급효과 분해

	(1)	(2)	(3)
	전문계고 로의 진학자(명)	취업자 (명)	마이스터고 있는 지역의 전문계고의 평균취업률(%)
마이스터고 도입 전(A)	57.05	14.73	25.82
마이스터고 도입 후(B)	57.56	14.19	24.65(=25.82-1.18)
변화(B-A)(명)	0.516(a)	-0.546(b)	
중학생 한명당 대학진학자 변화(b/a)(명)		-1.06	

부록 5. 진로선택에 미친 영향 분해: 다른 경우

본 부록에서는 부록 4와는 상반된 가정을 도입하게 되면 변화의 모습을 다른 방향으로 해석할 수 있음을 제시한다. 두 가지 가정은 (1) 마이스터고 이외의 다른 특목고에 진학을 희망하는 학생들에 미친 영향은 존재한다.⁸²⁾; (2) 모든 중학생은 같은 시군에 있는 특목고를 포함한 고등학교에 진학한다는 것이다. 즉, 각 지역에 있는 마이스터고 역시 해당 시군 지역의 중학생들에 의해서 모두 충원될 수 있다는 것이다. 두 번째 가정의 경우 현실 상황과 부합하지 않아 제약적인 가정이라 할 수 있다. 여러 경우가 발생할 수 있어 위의 가정을 적용하여 변화 모습을 [부표2-6]을 활용하여 해석해 본다.

우선, 여기서는 해당 지역 중학생들이 마이스터고의 정원을 모두 충원하는 상황이다. 따라서 마이스터고 졸업생(=입학생) 비중(1.99)의 80%는 인문계고 진학하려던 학생들(1.791)이, 20%는 전문계고를 진학하려던 학생(0.199)이 진학하였다. 비진학 하려던 학생(0.099)이 전문계고로 진학을 하게 되면, 인문계고에 진학하려던 학생이 전문계고로 계열을 바꾸는 경우는 1.204에 해당하게 된다. 이를 인문계고에 진학한 학생에 반대로 적용하게 되면 특목고에서 인문계고로 진학한 경우는 $1.624(=-1.371-(-1.204)-(-1.791))$ 로 계산된다. 인문계고에서 전문계고로 진로를 바꾸는 모습은 부록 4에서 제시한 계산 결과와 정도의 차이가 있지만 여전히 유지된다.

고등학생 진로 변경에 대한 분해는 [부표 2-3]와 동일하다. 본문 해석과 동일하게 고등학생의 진로 변경에 미친 과급효과에 비해 중학생의 계열변경에 의해 진학자 수가 줄어든 영향이 더 큰 것으로 확인된다. 가령

82) 한국의 고등학교는 두 번에 나누어 지원할 수 있다. 전기에 지원하는 학교는 과학고, 예술고, 체육고, 마이스터고, 특성화고가 있으며 후기에 지원하는 학교는 일반고, 외고, 국제고, 자율고가 있다. 특목고에서 일반고 진학을 변경한 학생들은 과학고에서 떨어졌거나 외고 또는 국제고 진학을 포기하고 일반고로 바꾼 경우를 생각해 볼 수 있다. 불합격되는 경우 추가모집을 통해 고등학교에 진학할 수 밖에 없다. 따라서 성적이 부족한 경우 안전하게 진학하기 위해 일반고를 선택할 수도 있을 것이다.

시군 수준에서 인문계고의 대학진학률이 증가한 것은 인문계고에서 대학 진학자가 늘어서 증가한 것(대학진학률의 분자변화)이 아니라 진학자가 줄어들었음에도 인문계고 졸업생의 감소 폭(대학진학률의 분모변화)이 더 크기 때문인 것이다. 특목고로 진학했을 학생들이 인문계고로 진학하여 학업에 대한 긍정적인 영향을 주었을 것이고 성적 좋은 학생이 마이스터고로 진학하면서 학업에 대해 부정적인 영향을 주었을 것이다. 대학 진학자는 감소한 것으로 확인되어 후자의 영향이 더 큰 것으로 보인다. 전문계고의 대학진학률과 대학진학자 변화에 대한 설명은 본문의 설명과 동일하다.

[부표 2-6] 중학생의 고등학교 계열선택에 미친 영향 분해(%p): 다른 경우

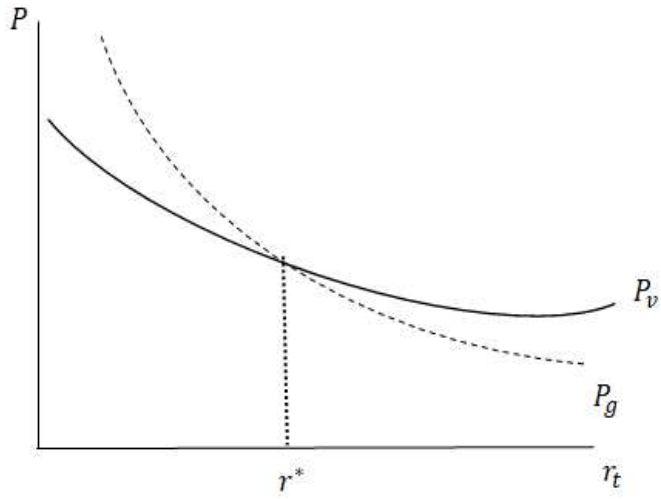
		TO (마이스터고 도입 이후 진학계열)					
		인문계	전문계	특목고 (마고 제외)	마이스터 고	비진학	계
FROM (마이스터 고 도입 이전 진학계열)	인문계		1.204	-1.624	1.791		1.371
	전문계	-1.204			0.199	0.099	0.905
	특목고 (마고 제외)	1.624					1.624
	마이스 터고	-1.791	-0.199				-1.99
	비진학		-0.099				
	계	-1.371	0.905	-1.624	1.99	0.099	

주: 마이스터고의 도입이 특목고에 진학하려던 학생에 미치는 영향이 없는 것으로 가정. 해당 지역의 중학생뿐 아니라 이외의 지역에서도 마이스터고로 진학이 가능한 것으로 가정. 마이스터고의 80%가 인문계고를 진학하려던 학생이, 20%가 전문계고를 진학하려는 학생이 진학한 것으로 가정. 세로축은 마이스터고가 도입되지 않았다면 중학생들이 진학했을 고등학교의 계열을 의미하고 가로축은 마이스터고 도입 이후 중학생들이 진학한 고등학교의 계열을 의미.

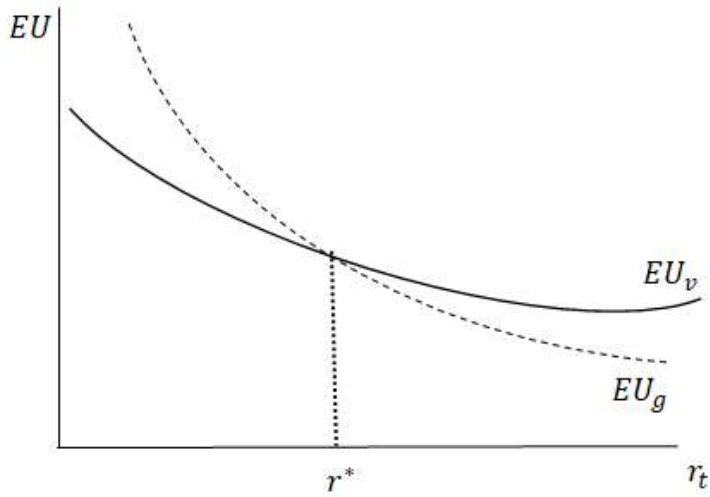
기타 부도와 부표

[부도 2-3] 중학교 때의 성적에 따른 대학진학 가능성과 효용

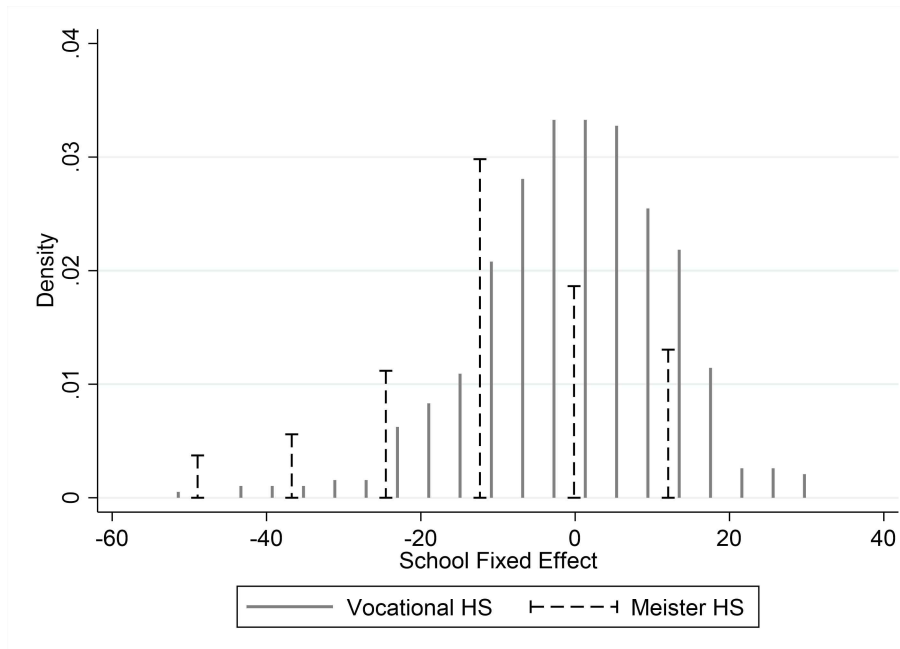
(가) 성적에 따른 대학 진학가능성



(나) 성적에 따른 효용



[부도 2-4] 전문계고와 마이스터고의 학교FE 분포 비교(2008~12년)



주: 실선은 마이스터고로 전환되지 않은 전문계고의 학교FE 분포이며, 점선은 마이스터고로 전환된 전문계고의 분포임. 마이스터고 정책이 도입되기 전인 2008~12년 동안 두 학교의 학교 FE 분포에 유의한 차이는 없는 것으로 확인됨. 대학교 진학률을 학교FE, 연도FE, 학교 전체의 여학생 비중에 대해 회귀분석한 결과에서 계산된 학교FE를 활용함.

[부표 2-7] 마이스터고 선정평가 기준

평가영역 및 배점	평가 항목	배점
1. 학교 교육계획 /지원·협력체계 구축(25점)	학교 교육목표 및 중장기 발전 계획의 적절성	5
	지역전략산업 수요의 적합성	10
	산업체 및 지자체의 참여 및 외부지원 확보계획	10
2. 학과/교육과정 개편계획(20점)	학과 개설 또는 개편방향의 적절성	10
	교육과정 편성·운영계획의 적절성	5
	교수·학습방법과 자료개발 및 활용의 적절성	5
3. 교원/학생 현황 및 개편계획(20점)	학생수 조정계획 및 신입생 모집방안의 적절성	10
	우수 교원 확보와 산학겸임교사(산업 명장) 활용 계획	5
	교사의 전문성 신장을 위한 연수 실적 및 계획	5
4. 시설/설비 개편계획(15점)	실습장, 시설 기자재 확보 현황 및 계획	10
	기숙사 보수·확충 계획	5
5. 졸업 후 진로지도 계획(20점)	졸업 후 진로정치 및 취업지원 계획	10
	취업 후 계속교육 기회의 가능성	5
	관련 해외 기관 연계 및 학생연수 실적·계획	5

자료: 장명희 외(2008, 표 V-2)

[부표 2-8] 연도별 시도 광역 수준의 지역별 마이스터고 개수

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
총	21	21	27	34	36	40	42	45
강 원	1	1	1	2	2	2	2	2
경 기	2	2	2	2	2	2	2	2
경 남	2	2	2	2	2	2	2	2
경 북	2	2	2	4	4	4	4	4
광 주	1	1	1	1	1	1	1	2
대 구	1	1	1	1	1	2	3	4
대 전	1	1	1	1	1	2	2	2
부 산	2	2	3	3	3	3	3	3
서 울	2	2	2	3	3	3	4	4
울 산	1	1	2	2	2	3	3	3
인 천	1	1	2	2	2	2	2	2
전 남	1	1	1	3	4	4	4	4
전 북	2	2	2	2	3	3	3	4
충 남	1	1	3	3	3	4	4	4
충 북	1	1	2	3	3	3	3	3

[부표 2-9] 마이스터고 지역과 학군

개교 연도	지역(시군)	학군	학교명
2010	강원 원주시	강원원주	원주의료고등학교
	경기 수원시	경기수원	수원하이텍고등학교
	경기 평택시	경기평택	평택기계공업고등학교
	경남 거제시	경남거제	거제공업고등학교
	경남 사천시	경남사천	삼천포공업고등학교
	경북 구미시	경북구미	구미전자공업고등학교
	경북 구미시		금오공업고등학교
	광주	광주서부	광주자동화설비공업고등학교
	대구	대구남부	경북기계공업고등학교
	대전	대전동부	동아마이스터고등학교
	부산	부산 해운대	부산기계공업고등학교
	부산	부산서부	부산자동차고등학교
	서울	서울동작관악	미림여자정보과학고등학교
	서울	서울강남	수도전기공업고등학교
	울산	울산강북	울산마이스터고등학교
	인천	인천남부	인천전자마이스터고등학교
	전남 광양시	전남광양	한국항만물류고등학교
	전북 군산시	전북군산	군산기계공업고등학교
	전북 익산시	전북익산	전북기계공업고등학교
	충남 당진시	충남당진	합덕제철고등학교
충북 음성군	충북음성	충북반도체고등학교	
2012	부산	부산서부	부산해사고등학교
	울산	울산강북	울산에너지고등학교
	인천	인천남부	인천해사고등학교
	충남 공주시	충남공주	공주마이스터고등학교
	충남 논산시	충남논산계룡	연무대기계공업고등학교
충북 진천군	충북진천	한국바이오마이스터고등학교	
2013	강원 삼척시	강원삼척	삼척마이스터고등학교
	경북 포항시	경북포항	포항제철공업고등학교
	경북 울진군	경북울진	한국원자력마이스터고등학교
	서울	서울강남	서울로봇고등학교
	전남 여수시	전남여수	여수석유화학고등학교
	전남 강진군	전남강진	전남생명과학고등학교
충북 청주시	충북청주	충북에너지고등학교	

[부표 2-9] 계속

개교 연도	지역(시군)	학군	학교명
2014	전남 완도군 전북 남원시	전남완도 전북남원	완도수산고등학교 한국경마축산고등학교
2015	대구 대전 울산 충남 부여군	대구동부 대전서부 울산강북 충남부여	대구일마이스터고등학교 대덕소프트웨어 마이스터고등학교 현대공업고등학교 한국식품마이스터고등학교
2016	대구 서울	대구달성 서울성북	대구소프트웨어고등학교 서울도시과학기술고등학교
2017	광주 대구 전북 김제시	광주서부 대구동부 전북김제	광주소프트웨어 마이스터고등학교 대구농업마이스터고등학교 김제농생명마이스터고등학교

Abstract in English

Essays on Education Policies

Jiyeong Lee

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper studies education policies in Korea. I estimate the effect of class size reduction and examine the impact of the reform in vocational education on students' tracking and career choices. The first chapter investigates the heterogeneous effect of class size on the academic achievement of 9th -grade students by school gender composition. I find an improvement in test scores of reading following a reduction in class size. These favorable effects are stronger for students attending co-educational schools, and especially for boys. Distributional analysis reveals beneficial effects on reading across all students, and mathematics and English at lower middle quantiles. The non-academic outcome is an increase in the number of counseling with teachers when class size is reduced. Further, this study provides empirical evidence for the theoretical findings that there is a heterogeneous class size reduction effect according to the characteristics of students.

The second chapter examines the tracking effect for middle school (MS) students and career choices for high school (HS) students as a

resulting of the reform of vocational HS. The Korean government gradually has introduced the Meister HS since 2010 to tackle youth unemployment and obstacles to vocational education. After the Meister HS opens, MS students are less likely to go to general HS and more to vocational HS. This is in line with the aim of this reform. Also, the Meister graduates are substantially less likely to go to university and a smaller number of general HS graduates become freshmen at the university. In contrast, a larger number of vocational HS graduates enter the university. The total effect for the students in vocational education is a 0.42%p decrease in advancement rate. This is also in line with the aim of this reform. However, it is an unintended effect that vocational HS graduates make decisions to enter the university or to be unemployed. This chapter suggests that the Korean government should also care about vocational HS that was not converted into the Meister HS to help vocational HS students to be employed.

**keywords : Class Size, School Gender Composition,
Heterogeneous Effect, Vocational Education, Meister
High School, Tracking Effect**

Student Number : 2020-36940