



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](#)

교육학 석사 학위논문

중학생의 방과 후 수학 학습시간과 수학 성취도의 관계 분석

: 일반화경향점수 및 종단적 구조모형의 적용

2020년 2월

서울대학교 대학원
교육학과 교육학 전공
신 중 휘

국문 초록

이 연구는 서울교육중단연구 4~6차 자료를 활용하여 서울지역 중학생의 방과 후 수학 학습시간이 수학 학업성취도에 미치는 인과효과를 종단적 관점에서 살펴보고자 하였다. 이는 한국 학생들이 방과 후에도 장시간 학업에 매진하고 있는데 반해, 그 효과에 대해 인과추론의 관점에서 검증한 연구는 상대적으로 드물기 때문이다. 이때 중학생의 방과 후 학습시간을 개인공부시간과 사교육시간으로 구분하여 각각이 학업성취도에 미치는 영향력을 별도로 추정하였고, 학습시간과 학업성취도가 보일 수 있는 시점 간의 복잡한 관계를 모형화하기 위하여 종단 구조방정식 모형을 활용하였다. 또, 그 과정에서 인과추론의 관점에서 개인공부시간과 사교육시간에 영향을 미칠 수 있는 학생들의 심리적 특성 및 사회경제적 배경 등, 즉 선택편의를 조정하고자 하였다. 이를 위해 경향점수 방법, 그중에서도 안정화역확률가중치의 곱가중치를 활용하였다.

이에 따른 연구문제는 다음과 같다.

1) 중학생의 수학 개인공부시간, 수학 사교육시간, 수학 학업성취도의 종단적 구조관계는 어떠한가?

- 1-1) 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간이 수학 학업성취도에 미치는 횡단적 효과는 어떠한가?
- 1-2) 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간의 자기회귀적 효과는 어떠한가?
- 1-3) 중학생의 수학 학업성취도가 다음 시점의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간에 미치는 영향은 어떠한가?

2) 일반화 경향점수를 통하여 선택편의를 통제한 후, 중학생의 수학

개인공부시간과 수학 사교육시간이 수학 학업성취도에 미치는 인과효과는 어떠한가?

분석은 R package와 Mplus 8.4를 활용하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 가중치를 적용하기 전, 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간은 수학 학업성취도에 정적인 효과를 보였다. 동일 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 개인공부시간($.090 \leq \beta \leq .103$)보다는 사교육시간($\beta = .110$)이 상대적으로 성취도에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로, 가중치를 적용하기 전 중1 시점과 중2 시점의 개인공부시간과 사교육시간은 각각 중2 시점과 중3 시점의 개인공부시간 및 사교육시간에 대한 정적인 자기회귀효과를 보였다($.428 \leq \beta \leq .550$). 이는 이전에 개인공부시간과 사교육시간이 길었던 학생들이 그 이후 시점에도 개인공부와 사교육에 더 오랜 시간을 투자한다는 것을 의미한다. 마찬가지로, 중1 시점과 중2 시점의 학업성취도 역시 중2 시점과 중3 시점의 학업성취도에 대한 정적인 자기회귀 효과를 보였다($.656 \leq \beta \leq .683$).

또한, 중1 시점과 중2 시점의 학업성취도 역시 중2 의 개인공부시간과 사교육시간에 정적인 효과를 보였다($.197 \leq \beta \leq .250$). 이는 이전 시점에 학업성취도가 높았던 학생들이 그 이후에 개인공부시간과 사교육시간을 더 많이 투자한다는 것으로 이해할 수 있다. 동일한 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 학업성취도가 높았던 학생들은 개인공부시간($.197 \leq \beta \leq .240$)보다는 사교육시간($.215 \leq \beta \leq .250$)에 상대적으로 더 많이 참여하고 있다는 것으로도 이해해볼 수 있다.

마지막으로 가중치를 적용한 후 학업성취도에 대한 각 학습시간의 인과적 효과를 살펴보면 개인공부시간과 사교육시간 모두 학업성취도에 통계적으로 유의한 정적 효과를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 가중치를 적용하기 전보다 그 효과는 다소 줄어들었다. 동일 시점 내에서 표준화 계

수의 크기를 비교해보면 개인공부시간($.075 \leq \beta \leq .084$)보다는 사교육시간($.099 \leq \beta \leq .110$)이 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 보인다.

중학생의 방과 후 수학 학습시간, 즉 수학 개인공부시간 및 수학 사교육시간과 수학 학업성취도의 종단적 구조관계에 대한 상술한 연구결과를 바탕으로, 교육적 시사점 및 후속 연구와 정책 결정에 대한 제언을 종합적으로 논의하였다.

주요어 : 방과 후 학습시간, 개인공부시간, 사교육시간, 인과추론, 일반화경향점수, 역확률가중치, 구조방정식, 서울교육종단연구

학 번 : 2018-24829

< 차례 >

I. 서론	1
1. 연구의 필요성 및 목적	1
2. 연구문제 및 주요 변인의 정의	3
II. 이론적 배경	5
1. 개인공부시간 및 사교육시간	5
가. 개인공부시간 및 사교육시간의 개념	5
나. 개인공부시간 및 사교육시간의 영향요인	9
2. 개인공부시간 및 사교육시간과 학업성취도	10
가. 개인공부시간이 학업성취도에 미치는 영향	11
나. 사교육시간이 학업성취도에 미치는 영향	12
다. 개인공부시간과 사교육시간이 학업성취도에 미치는 영향	15
III. 연구 방법	19
1. 연구대상 및 분석자료	19
2. 연구모형	23
가. 일반화 선형모형과 서열형 자료의 분석	23
나. 일반화 경향점수 안정화 역확률 가중치	26
다. 종단적 구조방정식 모형과 추정	33
라. 연구모형 요약 및 분석절차	36

IV. 연구 결과	41
1. 기술통계	41
2. 일반화 경향점수 추정 및 역확률가중치 산출	46
가. 일반화 경향점수 추정	46
나. 안정화역확률가중치 산출	57
3. 종단적 구조모형의 인과효과 추정	65
4. 시점별 인과효과 추정	71
V. 결론 및 논의	78
1. 요약 및 논의	78
2. 한계 및 제언	82
참고 문헌	88
부록	96
Abstract	98

〈표 차례〉

<표 1> 중2 시점 수학 학습시간 빈도	21
<표 2> 처치변인 재정의	22
<표 3> 연구 분석절차	36
<표 4> 주요변인 목록	38
<표 5> 중2~3시기 개인공부시간과 사교육시간의 범주별 빈도	41
<표 6> 결과변인 및 공변인 기술통계	44
<표 7> 시점별 수학 개인공부시간, 사교육시간, 학업성취도의 상관행렬	45
<표 8> 중2 개인공부시간 누적 프로빗 모형 분석 결과	47
<표 9> 중2 사교육시간 누적 프로빗 모형 분석 결과	50
<표 10> 중3 개인공부시간 누적 프로빗 모형 분석 결과	52
<표 11> 중3 사교육시간 누적 프로빗 모형 분석 결과	55
<표 12> 시점별 개인공부시간 및 사교육시간에 대한 일반화 경향점수	57
<표 13> 시점별 개인공부시간 및 사교육시간에 대한 가중치	57
<표 14> 분석제외 사례의 시점별 개인공부시간 및 사교육시간 범주 빈도	59
<표 15> 분석제외 사례의 시점별 학업성취도 기술통계치	59
<표 16> 최종 곱 가중치(최종 분석표본)	59
<표 17> 중학교 2학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	63
<표 18> 중학교 2학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	63
<표 19> 중학교 3학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	64
<표 20> 중학교 3학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	64
<표 21> 종단적 구조모형 가중치 적용 전·후 모형적합도	66
<표 22> 가중치 적용 전·후 주요 경로 표준화 계수 추정 결과	67
<표 23> 전체 표본에 대한 안정화역확률 가중치 및 시점별 곱가중치	71
<표 24> 극단 가중치 사례 제외 후 시점별 최종 곱가중치	71

<표 25> 중학교 2학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	73
<표 26> 중학교 2학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	73
<표 27> 중학교 3학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	74
<표 28> 중학교 3학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기	74
<표 29> 중학교 2학년 학업성취도에 대한 개인공부시간 및 사교육시간의 효과	75
<표 30> 중학교 3학년 학업성취도에 대한 개인공부시간 및 사교육시간의 효과	75

<그림 차례>

<그림 1> 중2 시점 수학 학습시간 히스토그램(좌: 사교육시간 / 우: 개인공부시간)	21
<그림 2> 역확률가중치의 작동방식	30
<그림 3> 종단 구조 모형	37
<그림 4> 중2~3시기 개인공부시간의 범주별 빈도	43
<그림 5> 중2~3시기 사교육시간의 범주별 빈도	43
<그림 6> 중학교 2학년 개인공부시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯	48
<그림 7> 중학교 2학년 사교육시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯	51
<그림 8> 중학교 3학년 개인공부시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯	53
<그림 9> 중학교 3학년 사교육시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯	56
<그림 10> 안정화역확률가중치(전체표본)	58
<그림 11> 최종 곱 가중치 상자도표	60
<그림 12> 최종 곱 가중치 히스토그램	60
<그림 13> 가중치 적용 전 모형 분석 결과	70
<그림 14> 가중치 적용 후 모형 분석 결과	70
<그림 15> 시점별 최종 곱 가중치 상자도표(좌: 중2, 우: 중3)	72
<그림 16> 시점별 최종 곱 가중치 히스토그램(좌: 중2, 우: 중3)	72

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

한국 학생들의 주당 학습시간은 평균적으로 50~60시간인 것으로 알려져 있으며(통계청, 2014), PISA 실시대상 학생 중에서 주당 학습시간이 60시간이 넘는 학생의 비율도 23%나 된다(OECD, 2017). 구체적으로 한국 청소년들의 평일 학교 학습시간은 고등학생은 하루 평균 8시간 21분, 중학생은 6시간 1분이다. 그뿐만 아니라, 한국 학생들은 학교 밖에서도 장시간 학업에 매진한다. 평일 학교 외 학습시간(학원 수강, 학교 외에서의 스스로 학습 등 포함)은 중학생이 2시간 40분으로, 고등학생(1시간 52분)보다 길다. 주말의 학교 외 학습시간은 중학생이 하루 평균 토요일 3시간 27분, 일요일 3시간 1분이었으며, 고등학생은 토요일 3시간 57분, 일요일 3시간 47분으로 나타났다(통계청, 2015).

한 시민단체는 한국 학생들의 학습시간이 과로사 인정 기준인 주당 60시간에 육박하는 긴 시간임을 지적하며 정부가 청소년들의 학습시간을 줄이기 위해 노력해야 한다고 주장하기도 했다(최윤석, 2017). 물론 학습을 노동에 비유할 수 있는지에 대해서는 이견이 있을 수 있겠으나, 이런 주장이 제기될 정도로 우리나라 학생들이 자신의 본분이자 과업으로 여겨지는 공부에 매우 긴 시간을 쏟고 있는 것은 분명하다.

한국 학생들이 이처럼 정규수업시간 외에도 장시간 학업에 매진하는 근본적인 원인은 좋은 성적을 받기 위해서일 것이다. 즉, 공부를 오래 할수록 학업성취도가 높아질 것이라고 기대하는 것이다. 물론 상식적으로 교과 내용을 잘 습득하기 위해서는 일정 시간 동안의 학습이 필요한 것이 자명해 보인다. 그러나 ‘더 많이 공부하는 학생들이 공부를 더 잘한다’라

는, 무척 상식적으로 보이는 진술을 실제로 인과추론(causal inference)의 관점에서 검증한 연구물은 통념과 비교하면 상대적으로 드문 편이다.

이후 상세히 다루겠지만, 많은 연구가 단일시점의 자료를 분석하거나, 학습시간과 학업성취에 동시에 영향을 미칠 수 있는 다양한 공변인(covariates)을 충분히 통제하지 않아, 학습시간과 학업성취의 관계를 인과적 관점에서 해석하는 것은 다소 제한적일 수밖에 없다. 가령, 공부를 많이 하는 학생이 공부를 잘하는 것이 아니라 반대로 공부를 잘하는 학생이 공부를 많이 하는 것일 수도 있다. 혹은, 공부에 대한 흥미가 높거나 강한 학업포부를 가진 학생이 학업에 장시간 매진할 뿐만 아니라 더 우수한 성취를 나타낼 수도 있다. 이처럼 원인과 결과보다 선행한다는 것을 명확히 설정하지 않거나, 상호관련이 있을 수 있는 제3의 혼동변인(confounding variable)을 적절히 통제하지 않으면 학습시간이 학업성취에 영향을 미친다고 해석하기 힘들다.

또, 일부 연구들은 스스로 공부하는 시간에만 주목하거나, 사교육 효과 검증의 차원에서 사교육 시간(또는 여부·비용)에 주목하기도 했다. 물론 개인공부시간이나 사교육의 효과를 확인하는 것은 매우 중요한 작업이며, 특히 사교육의 효과성을 검증한 연구들은 연구질문의 특성에 따라 인과추론의 관점에서 상대적으로 엄밀한 분석방법론을 적용하기도 했다. 이에 반해 이 연구의 주요 관심은 방과 후 학습시간이 학업성취에 미치는 영향을 종합적으로 분석하는 것이다.

이때 한 가지 고려할 점은, 학생들은 다양한 방식으로 학습을 하고 있다는 것이다. 다시 말해 학습시간은 다양한 하위범주로 구분될 수 있다. 앞서 언급한 통계청의 생활조사시간에서는 학습활동을 하위범주로 구분하여 조사하고, 각 학습활동에 참여한 시간을 단순합산하는 방식으로 ‘학습시간’을 정의하고 있다. 실태조사의 차원에서 단순합산방식의 학습시간 정의는 매우 중요한 가치를 지닐 수 있다. 하지만 이 합산된 학습시간을 변인 간 관계를 밝히는 분석에 활용하기는 어렵다. 각각의 학습활동 참여시간은 서로 다른 의미를 내포하는 것일 수 있기 때문이다. 자습과 사교육

참여는 질적으로 다른 활동인데, 자습에 1시간, 사교육에 3시간 참여한 학생과 4시간 동안 자습한 학생의 학습시간은 동일하게 4시간으로 측정되어 분석에 투입된다면, 그 결과는 해석에도 난점이 있을 뿐만 아니라 신뢰하기도 어렵다.

따라서 이 연구에서는 각 학습활동 시간이 다른 의미를 지닐 수 있다는 점을 고려하고자 한다. 또, 학습시간이 학업성취에 미치는 효과를 인과추론의 관점에서 분석하기 위하여, 공변인을 통제할 수 있는 분석방법론을 적용함과 동시에 분석단위를 단일시점이 아닌 두 시점으로 확장하여 종단적으로 분석하는 것이 이 연구의 주안점이다. 이 연구의 대상인 중학생의 경우, 정규수업시간을 제외한 추가적 학습시간의 대부분을 이루는 것은 개인공부시간과 사교육시간이다. 따라서, 이 연구는 중학교 2~3학년 학생들의 개인공부시간과 사교육시간이 학업성취에 미치는 영향을 종단적·인과적 관점에서 분석하고자 한다.

2. 연구문제 및 주요 변인의 정의

위 논의를 바탕으로, 이 연구에서 다루고자 하는 연구문제는 다음과 같다.

1) 중학생의 수학 개인공부시간, 수학 사교육시간, 수학 학업성취도의 종단적 구조관계는 어떠한가?

1-1) 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간이 수학 학업성취도에 미치는 횡단적 효과는 어떠한가?

1-2) 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간의 자기회귀적 효과는 어떠한가?

1-3) 중학생의 수학 학업성취도가 다음 시점의 수학 개인공부시간

과 수학 사교육시간에 미치는 영향은 어떠한가?

- 2) 일반화 경향점수를 통하여 선택편의를 통제한 후, 중학생의 수학
개인공부시간과 수학 사교육시간이 수학 학업성취도에 미치는 인
과효과는 어떠한가?

이때 개인공부시간이란 평소 일주일 동안 수학 과목을 혼자 공부하거나
숙제하는 시간을 의미하며, 사교육시간은 평소 일주일 동안 수학 과목을
대상으로 방과후 학교 및 EBS를 제외한 학원, 과외, 학습지 등의 사교육
에 참여한 시간을 의미한다. 학업성취도는 해당 과목의 수직척도화된 검
사점수로 정의하였다. 개념 정의 방식의 특성상, 측정 자체는 동일 시점에
이루어졌다고 하더라도 개인공부시간과 사교육시간은 ‘평소’ 학습시간을
의미한다는 점에서 학업성취도보다 시간적으로 선행한다고 가정한다.

II. 이론적 배경

1. 개인공부시간 및 사교육시간

가. 개인공부시간 및 사교육시간의 개념

Berliner(1990)는 학습시간이 학업성취와 관련하여 학업에 몰두한 시간을 의미하며, 이는 학교에서 학습하는 시간과 가정에서 학습하는 시간을 모두 포괄한다고 보았다. 국내의 많은 연구자들도 이러한 개념정의를 따르고 있는데(서민원, 2000; 백병부, 황여정, 2011에서 재인용), 백병부, 황여정(2011)은 학업시간의 배분과 관련된 서구 사회와 국내의 연구들이 그 관심이 다소 상이하다고 지적한다. 서구에서 연구들이 방학 중 학습시간과 학기 중 학습시간의 배분양상에 주로 관심을 기울이는 것과 달리 사교육이 특히 왕성한 한국의 경우 많은 연구가 특히 학교 정규수업 외 학습시간에 관심을 두고 있다는 것이다. 이는 대부분의 국가에서 정규수업 외 학습시간은 주로 학업성취가 낮은 학생들에게 집중되는 보완적 학습의 의미가 강하다면, 한국을 포함한 일부 동아시아 국가들에서는 더 뛰어난 학업성취를 하기 위한 추가적인 노력의 의미를 갖는다는 PISA 2015 결과보고서의 지적과 일맥상통하는 부분이 있다(OECD, 2017).

통계청의 「생활시간조사」는 학습시간을 ‘학교 활동’과 ‘학교활동 외 학습’으로 대별한다. ‘학교 활동’은 다시 ‘학교 (정규 및 보충) 수업’과 ‘학교 내 자율학습’으로 구분되며, ‘학교활동 외 학습’은 ‘학원 수강’, ‘방송·인터넷 수강’, ‘스스로 학습’으로 구분된다. OECD의 PISA의 경우 학습시간은 ‘수업시수 및 시간’, ‘자습 및 사교육 참여 시간’을 과목별로 측정하고

있다. 국내의 교육관련 패널데이터에서도 이와 비슷한 변인들을 조사하고 있는데, 가령 경기교육종단조사(GEPS)에는 하루 평균 숙제 시간, 자습 시간, 사교육 및 방과후학교 참여 시간 등의 변인이 포함되어 있다. 이를 통해 볼 때, 학기 중을 기준으로 학습시간은 ‘방과 후 학습시간’과 ‘학교 내 정규교육과정의 학습시간’으로 구분될 수 있다. 그렇다면 개인공부시간과 사교육시간은 ‘방과 후 학습시간’의 주요 하위범주라고 할 수 있을 것이다.

이정인, 유재봉(2018)은 사교육의 개념을 세 차원에서 논한다. 1) 공립 학교 교육에 대비되는 사립학교 교육, 2) 공·사립학교 여부와 상관 없이 학교라는 제도적 공간 밖에서 이루어지는 모든 종류의 교육, 3) 학교 밖에서 이루어지는 교육 활동 중에서도 보완적 동기(remedial strategy)보다는 경쟁적 동기(enrichment strategy)에 의해 이루어지는 교육이 이에 해당한다. 한편, 많은 연구자들이 한국의 사교육은 주로 경쟁적 동기에 의해 이루어진다고 지적했다(Baker, Motoko Akiba, LeTendre, & Wiseman, 2001). 즉, 상기한 이정인, 유재봉(2018)의 세 번째 개념 정의는 실질적으로 두 번째 개념 정의와 거의 동일한 대상을 지칭한다고 볼 수도 있다. 이 연구의 주된 관심은 정규교과과정 내의 학습이 아닌, 학생들이 학교 밖에서 추가적으로 들이는 학습시간에 있다는 점에서, 이 연구에서는 위 구분의 두 번째 개념 정의를 따르고자 한다. 또, 일상적으로 통용되는 사교육 역시 사립학교 교육을 의미한다기보다는 학원, 과외 등 학교라는 제도적 공간 밖에서, 민간 주체들이 비용을 지불하여 이루어지는 교육활동을 의미한다.

관련하여 사교육(Private Supplementary Tutoring)은 서구권에서는 흔히 ‘그림자 교육(Shadow Education)’으로 칭해지며, 일반적으로 “교과(academic subjects)에 대하여 방과 후에 비용을 지불하고 이루어지는 교습”으로 정의된다. 그러나 Malik(2017)은 이러한 공통적인 요소에도 불구하고 사교육의 구체적인 정의에 있어서는 Baker 계열의 정의와 Bray 계열의 정의가 다소 구분된다고 지적한다(Stevenson & Baker, 1992; Bray

& Lykins, 2012). 전자는 1) 비용을 지불하고, 2) 사적(private)인 활동으로 정의하는데, 이때 ‘활동’은 단순히 ‘교습(tutoring)’ 뿐만 아니라 녹음된 강의, (실물 또는 온라인)교재의 활용을 포괄한다. 반면 후자는 그 지불의 주체가 민간이든 국가 혹은 학교든 추가적인 수업료 등의 비용을 지불하였다면 그러한 활동은 사교육으로 볼 수 있다고 정의한다. 이러한 관점에서 ‘방과 후 학교’ 프로그램은 Baker의 정의에서는 사교육으로 볼 수 없지만, Bray의 정의에서는 사교육으로 간주된다(Kim & Jung, 2019). 이에 반해 Malik(2017)은 비용을 지불하는지 여부, 교습을 제공하는지 여부와는 관련 없이, 학교 ‘시험 과목(examinable subjects)’의 학습을 증진하는 모든 활동을 사교육으로 정의하는 것이 다양한 방과 후 학습노력에 대한 가장 포괄적인 정의라고 제안하기도 했다.

그러나 한국 사회에서 ‘사교육’은 일반적으로 학원, 과외 등 학교 밖에서, 민간 주체들이 비용을 지불하여 이루어지는 교습을 의미한다. 물론 학교가 제공하지만 각 가정에서 일정 부분 비용을 부담하는 방과 후 학교 프로그램이나, 공적인 속성을 띠는 한국교육방송이 제공하는 EBS 강의가 사교육인지 아닌지에 대한 판단은 적어도 개념적인 차원에서는 다소 논쟁적일 수 있다. 그러나 현행 방과 후 학교나 EBS 강의가 사교육 부담 경감 정책의 맥락에서 도입되었다는 점을 볼 때(교육인적자원부, 2004; 강태중, 강충서, 2013) 일반적으로 방과 후 학교나 EBS 강의는 사교육으로 인식되는 경향이 덜한 것으로 보인다. 따라서 이 연구에서 사교육은 학원이나 과외, 학습지 등 비용을 지불하여 이루어지는 교습을 의미하며, 이는 Baker의 정의와 가장 유사하다. 따라서 사교육시간은 방과 후 학습시간 중 학원이나 과외, 학습지 등의 활동에 참여하는 시간을 의미한다.

이에 반해 개인공부시간은 학교 밖에서 이루어지는 학습시간 중에서 사교육에 참여하는 시간과 달리 혼자 숙제나 공부를 하는 시간을 의미한다. 이현주(2012)는 이러한 개인공부시간이 자기조절학습과 관련되어 있다고 지적한다. 물론 개인공부시간이 그 특성상 자기조절학습의 인지적 영역, 동기적 영역, 행동적 영역(Zimmerman & Martinez-Pons, 1990)과 높은

관련성을 가질 수는 있겠으나, 그 개념이 완전히 일치한다고 보기는 어려울 것이다. 개인공부시간은 학교 밖에서 이루어지는 학습시간의 하위범주로서 정의되는 것으로서 일차적으로 양적·물리적인 구분인 반면, 자기조절학습은 학습활동의 질적·심리적인 측면에 대한 평가를 포함하고 있기 때문이다. 또, 사교육 역시 자기조절학습과 관련될 수 있다는 연구도 일부 보고되고 있으므로(오숙영, 2012; 임양미, 2010), 개인공부시간이 곧 자기조절학습이라고 가정하기는 힘들 것이다.

이러한 개인공부시간과 사교육시간은 개념적으로는 명확히 구분되면서도 서로 특정한 관련을 가질 가능성이 크다. 하루 24시간이라는, 총량이 제한된 자원을 배분하는 의사결정의 관점에서 보았을 때는 혼자 공부하는 시간이 긴 학생은 그만큼 사교육에 참여할 시간이 적을 것이며, 반대로 사교육에 참여하는 시간이 긴 학생은 혼자 공부하는 시간이 적을 것이라고 볼 수 있다. 이러한 가정이 타당하다면 개인공부시간과 사교육시간은 부적(-)인 관련성을 보일 것이다. 반대로, 두 학습시간의 정적(+)인 관계도 가정해볼 수 있다. 학습시간을 어떻게 배분할 것인지에 대한 의사결정도 중요하지만, 이에 앞서 방과 후 가용시간 중 얼마만큼의 시간을 학습에 투자할 것인지에 대한 의사결정도 학생마다 다르게 이루어질 것이기 때문이다. 학원에서 부과되는 숙제를 위해 추가적인 개인공부시간이 필요할 수도 있고, 혹은 혼자 공부하는 과정에서 부족함을 느끼고 사교육의 도움을 받고자 할 수도 있다. 이 가정이 타당하다면 개인공부시간과 사교육시간은 오히려 정적인 관련성을 보일 수도 있다.

나. 개인공부시간 및 사교육시간의 영향요인

조혜영, 이경상(2005)은 개인공부시간과 사교육시간의 실태를 분석했는데, 부모학력과 가구소득이 높으며, 사전 학업성취도가 높은 학생들이 더 긴 개인공부 및 사교육시간을 투자하고 있다고 분석했다. 이처럼 많은 선행연구에서 부모학력, 가구소득과 같은 사회경제적 배경과 사전성취도가 다음 시점의 개인공부시간 및 사교육시간을 예측한다고 지적했다(김태균, 권일남, 2009; 김현진, 2007; 박민자, 손문금, 2007; 장상수, 2014; 전하람, 심재휘, 2018; 정혜지, 주은선, 2017). 정수정(2017)은 청소년의 생활시간의 잠재계층유형을 분류하고 각 유형에 대한 예측요인을 탐색했는데, 청소년이 지각한 주관적 가정경제수준이 높을수록 학습시간이 긴 ‘공부과잉형’에 속할 가능성이 높다고 지적하기도 했다. 이처럼 다수의 선행연구들이 공통적으로 언급하는 사회경제적배경과 사전성취도는 동시에 이후 시점의 학업성취도를 예측하는 변인이기도 하다는 점에서 특히 중요하다.

백병부, 황여정(2011)은 한국청소년패널조사 3시점 자료에 대한 2수준 다층성장모형을 통해 방학 및 학기의 개인공부시간과 사교육시간에 영향을 미치는 변인들을 탐색했다. 이 연구에서도 역시 성별, 부모와의 관계, 사전 성취도, 교육포부 수준은 개인공부시간에 영향을 미치며, 성별, 가계 소득, 부모학력, 사전 성취도, 교육포부는 사교육시간에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한 가지 특기할 사항은, 기본적으로 학습시간에 영향을 미치는 공통적인 변인도 있지만, 사교육시간과 개인공부시간에 대한 공변인의 상대적인 영향력은 다를 뿐만 아니라 각 학습시간을 예측하는 변인이 다소 다르기도 하다는 것이다.

그러나 이 외에도 다양한 변인들이 개인공부시간 및 사교육시간을 예측하는 것으로 보고되고 있다. 정윤경, 이민혜, 우연경, 봉미미, 김성일(2010)은 사교육시간이 사전성취도 뿐만 아니라 사전 학습동기, 인지전략, 행동전략과 같은 개인특성에도 영향을 받는다고 지적했다. 또, 김진영, 유민경, 이상돈(2005)은 사교육과 스스로 공부하는 시간이 정적 관계가 있으며, 개

인심리특성 중에서는 학습 효능감, 성실성, 계획실천 능력, 성취 동기, 가정배경 중에서는 부모가 지각한 과외의 효과성, 부모학력이 사교육 및 개인공부시간에 영향을 미친다고 분석했다. 손진희, 김안국(2006)은 부모관여와 자아개념이 개인공부시간을, 안효영, 도승이(2014)는 청소년의 교사관계와 교우관계가 스스로 공부하는 시간에 긍정적인 영향을 미친다고 분석했다. 이 외에도 자기통제력(하창순, 김지현, 최희철, 유현실, 2006), 특목고 진학계획(김한나, 2018), 거주지역(김연후, 2018) 등이 개인공부시간 및 사교육시간에 영향을 미치는 것으로 보고되었다.

종합하면 개인공부시간과 사교육시간에 영향을 미치는 변인들은 학업과 관련된 개인특성, 대인관계 특성, 사회적 배경특성으로 구분할 수 있다. 학업과 관련된 개인특성에는 사전성취도, 성취동기 및 목표, 자기통제력, 학습 흥미, 특목고 진학계획, 사교육의 효과성 인식이 해당한다. 또, 대인관계 특성에는 부모관계, 교사관계, 부모의 학습지원이 해당한다. 마지막으로 사회적 배경특성에는 부모학력, 가구소득, 거주지역이 포함된다.

2. 개인공부시간 및 사교육시간과 학업성취도

최호성, 이옥연(2010)은 국제학생평가(PISA) 2006 자료를 통해 OECD 회원 국가들의 학교 정규 수업, 방과 후 수업, 혼자 공부하는 시간과 학업성취도를 비교했다. 자료의 특성상, 이 연구에서 ‘방과 후 수업 시간’은 사교육 참여시간을 포함하고 있다. 이 연구에서는 국가수준 성취도 점수 평균을 학습시간 합산값 평균으로 나누어 ‘학습 효율성 지수’를 계산했는데, 이 지수를 국가 차원에서 비교해보았을 때 한국의 학습 효율성은 상대적으로 낮은 것으로 드러났다. 이는 교육과학기술부의 2008년 보고서와도 일치하는 결론이다(교육과학기술부, 2008).

이와 관련하여, 학습시간의 하위범주를 구분하지 않고 학습시간이 학업성취도에 미치는 영향을 분석한 연구들이 일부 보고되었다. 장상수(2014)

는 학생의 사회경제적배경과 학업성적의 관계를 매개하는 변인이 학습시간일 수 있다는 관점에서 국제학생평가(PISA) 자료를 통해 국제비교분석을 수행했다. 이 연구의 분석 결과에 따르면 한국은 사회경제적배경이 높을수록 학습시간이 길고, 학습시간이 길수록 학업성취도가 높은 드문 국가 중 하나다. 그러나 이는 주요변인을 제외한 어떤 통제변인도 투입하지 않은 분석이므로 그 해석에는 다소 주의가 필요하다. 김일혁, 강상진(2005)은 PISA 2000 한국 자료를 활용하여 가정배경 요인이 수학적성취도에 미치는 영향을 분석했다. 분석모형에는 사교육과 총 학습시간도 투입되었으며, 사교육이 총 학습시간에 영향을 미치는 것으로 가정되었다. 그러나 가정배경요인을 통제했을 때, 사교육은 수학적성취에 영향을 미쳤지만 총 학습시간은 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

그러나 서론에서 지적하였듯, 학습시간의 하위범주인 개인공부와 사교육은 서로 다른 성질을 갖는 학습이므로 개인공부시간과 사교육은 서로 다른 효과를 가질 수 있다. 이 장에서는 개인공부시간과 사교육시간이 학업성취에 미치는 영향에 관한 선행연구를 살펴보겠다.

가. 개인공부시간이 학업성취도에 미치는 영향

손진희, 김안국(2006)은 한국교육고용패널 단일 시점 자료를 활용하여 가정환경, 자아개념, 자기학습량과 학업성취의 구조관계를 분석했다. 이 연구에 따르면 가정환경을 통제했을 때 스스로 공부한 시간은 백분위점수(중학생) 및 수능성적(고등학생)으로 측정된 학업성취에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구에서는 많은 공변인을 통제한 것은 아니지만, 스스로 공부하는 시간 역시 다른 배경 변인의 영향을 받을 수 있는 내생변인으로 설정했다는 점이 주목할 만하다.

이기중, 곽수란(2010)은 한국교육고용패널 3시점 종단자료에 대한 잠재성장모형을 통해 고등학생의 혼자 공부하는 시간이 학업성취 및 그 변화

에 영향을 미친다고 분석했다. 이 연구에서 개인공부시간의 초기값은 학업성취 초기값에 긍정적인 영향을 미쳤으나 변화율에는 유의한 영향을 미치지 못했으며, 개인공부시간 변화율은 학업성취 초기값과 변화율에 긍정적인 영향을 미쳤다. 이 연구는 개인공부시간과 학업성취의 관계를 종단적으로 검증했다는 점에서 의의가 있으나, 모형에 통제변인을 전혀 투입하지 않았으며 개인공부시간 변화율이 학업성취 초기값에 영향을 줄 수 있는 것으로 모형을 설정했다는 점에서 해석에 다소 난점이 있다.

하창순 외(2006)는 한국청소년패널 단일 시점 자료를 활용하여 개인공부시간과 학업성취의 관계를 확인했다. 이 연구에서는 자기통제력이 학교수업참여와 방과후 개인학습시간을 매개하여 성취도에 영향을 미친다고 가정했다. 해당 모형에서 방과후 개인학습시간은 학업성취에 유의한 영향을 주지 않으며, 자기통제력은 개인학습시간보다는 학교수업 참여도를 매개하여 학업성취에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이 연구 역시 연구변인을 제외한 공변인은 통제하지 않았으므로, 분석결과를 인과적으로 해석하기는 어렵다.

나. 사교육시간이 학업성취도에 미치는 영향

Nam(2013)은 한국청소년패널조사 3시점 자료에 대한 잠재성장모형을 통해 사교육시간과 학업성취도의 종단적 관계를 분석했다. 이 연구에 따르면 사교육시간 초기치와 학업성취도 초기치 간에는 정적 상관이 존재했다. 그러나 사교육시간 초기치는 학업성취도 변화율에, 학업성취도 초기치는 사교육시간 변화율에 부적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 연구자는 이 결과를 사교육시간은 학업성취에 정적인 관련이 있지만 변화에 있어서 두 변인의 관계는 상호 부정적이라고 해석하고 있다. 그러나 사교육시간과 학업성취도의 초기치-변화율간 상관이 이미 음수이므로, 이는 천장효과(Ceiling effect)와 관련하여 보다 신중한 해석이 필요할 것으로 보인다.

김현진(2007)은 한국교육고용패널 2시점 자료를 활용하여 가정배경이 학교교육에 대한 긍정적 인식과 사교육 시간 및 비용을 매개하여 학생의 인지적·정의적 성취에 미치는 영향에 대해 분석했다. 연구결과에 따르면 가정배경은 학교교육에 대한 긍정인식과 사교육 시간 및 비용에 정적 영향을 미치지만, 학교교육 긍정인식과 사교육 시간 및 비용은 가정배경을 통제했을 때 학생의 인지적 성취에 영향을 미치지 않는 것으로 드러났다. 그러나 정의적 성취를 모형에 반영하면, 사교육 비용 및 시간은 정의적 성취를 매개하여 인지적 성취에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 이 연구에서는 사교육시간과 비용을 통해 ‘사교육’이라는 잠재변인을 측정하고 이 잠재변인을 모형에 반영했다. 이 ‘사교육’이라는 잠재변인의 의미를 명확히 해석하기는 어려우며, 특히 사교육 시간 지표의 요인부하량이 상대적으로 낮다는 점을 고려하면 이 연구결과를 사교육 시간의 효과로 이해하는 것은 그리 타당하지 않은 것으로 보인다.

박정주(2012) 역시 비슷하게 가구소득, 사교육시간, 학업성취도의 종단적 관계를 분석했는데, 이 연구는 한국청소년패널조사 5개 시점 자료에 대한 잠재성장모형을 활용했다. 분석결과에 따르면 가구소득은 사교육 시간 초기치와 변화율 모두에 정적 영향을 미치며, 사교육 초기치는 학업성취도 초기치에는 정적 영향을, 변화율에는 부적 영향을 보였다. 사교육 시간 변화율은 학업성취도 변화율에 정적 효과를 보이는 것으로 나타났다.

정윤경 외(2010)는 한국교육종단연구 2시점 종단자료를 활용하여 사교육시간, 학습동기, 학습전략, 학업성취도의 구조관계를 분석했다. 이 연구는 사교육시간이 이전 시점의 학업성취도와 학습동기 및 학습전략의 영향을 받는 내생변인이라고 가정하였으며, 분석결과 사교육시간이 학습동기 및 학습전략, 학업성취도에 미치는 영향은 미미하다고 지적한다.

김태균, 권일남(2009)은 한국청소년패널 4시점 종단자료에 대하여 잠재성장모형을 통해 부모의 사회경제적 지위가 사교육시간과 학업흥미를 매개하여 학업성취도에 미치는 영향을 분석했다. 그 결과에 따르면 부모의 사회경제적 지위는 사교육 시간의 초기치에만 영향을 미치고, 사교육시간

의 초기치는 학업흥미 초기치를 부분매개하여 학업성적 초기치에, 사교육 시간 변화율은 학업흥미 변화율에 완전매개하여 학업성적 변화율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연구자들은 이러한 결과에 대해 사교육이 자발적으로 이루어지기보다는 주로 부모의 결정에 따라 이루어진다는 점과 관련하여 해석하고 있다.

김성연(2013)은 한국교육종단연구 3시점 자료에 대한 다변량 다층성장모형을 통해 사교육 참여여부, 시간, 비용이 학업성취도에 미치는 영향을 분석했다. 그 결과, 학생들의 개인 배경 특성과 학습 심리 특성(내재적 동기, 자아효능감)을 통제한 후의 사교육 효과는 사교육 경험 변인에 상관없이 그리고 과목에 상관없이 각 과목의 성취도에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

김민선, 백일우(2016)는 사교육 시간과 비용이 학업성취도에 미치는 효과가 학업성취도 분위에 따라 달라지는지 확인하고자 했다. 이를 위해 서울교육종단연구 단일 시점 자료를 분석한 결과, 개인·가정·학교특성과 사교육 비용·시간을 동시에 모형에 투입했을 때, 영어의 경우 시간은 유의하지 않았지만 비용은 유의했고, 수학의 경우 시간과 비용이 모두 유의한 정적 효과를 보이는 것으로 나타났다. 학업성취도 분위별 효과를 확인하기 위해 분위회귀분석을 수행한 결과, 영어의 경우 사교육시간은 모든 분위에 있어 효과가 없었고, 비용은 중위권 이상부터 성적이 더 높은 분위일수록 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 수학의 경우 하위분위를 제외한 모든 분위에서 사교육 시간과 비용 모두 효과가 나타났으나, 역시 성취도가 높은 분위일수록 사교육 시간과 비용의 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이광현, 권용재(2011) 역시 이와 유사하게 사교육시간의 효과가 학업성취도 분위별로 비선형적인 관계를 보일 수 있음을 지적했다.

한편, 사교육 참여 여부가 학업성취도에 미치는 영향을 분석한 연구들도 있다. 상경아, 백순근(2005)은 서울 소재 1개 고등학교에서 직접 수집한 3시점 자료를 활용하여 수학 사교육 참여가 학업성취도, 태도, 자기조절학습에 미치는 영향을 확인했는데, 사교육에 더 많이 참여하는 학생들

이 그렇지 않은 학생들에 비해 학업성취도가 더 높은 것으로 나타났다. 박현정, 상경아, 강주연(2008)은 선형성장모형과 반복측정변량분석을 통해 사교육은 수학 학업성취에 정적 영향을 미치지만, 사교육을 지속적으로 받는다고 해서 학업성취의 향상 폭이 더 큰 것은 아니라고 지적했다. 상경아(2009)와 홍순상, 홍운표(2016) 역시 경향점수방법을 통해 사교육 경험 여부가 고등학생의 수학 학업성취에 미치는 정적 효과를 확인했다. 역시 경향점수방법을 활용한 이정연(2011)의 연구에서는 사교육 경험 여부가 중학생의 국어 학업성취에는 효과가 없었지만, 수학, 영어 학업성취에는 효과가 있는 것으로 나타났다.

다. 개인공부시간과 사교육시간이 학업성취도에 미치는 영향

앞선 두 절에서는 학업성취에 대한 개인공부시간과 사교육시간 효과 중 하나의 변인만을 모형에 반영한 연구들을 소개했다. 그러나 학생 개개인에게는 동일한 시간이 주어졌고, 각자의 판단에 따라 저마다 다른 종류의 학습활동에 제한된 시간을 배분할 것이다. 서론에서 언급했듯 중학생의 경우 학습시간의 대부분은 개인공부시간과 사교육시간으로 대별할 수 있다. 이 절에서는 학업성취도에 대한 개인공부시간과 사교육시간의 효과를 동시에 고려하여 분석한 연구들을 소개하고자 한다.

김미란, 장수명(2005)은 한국교육고용패널 단일 시점 자료를 통해 교육과 관련된 투입과 학업성취도라는 산출의 함수관계, 즉 교육생산함수를 추정하고자 했다. 이 연구에서 설정한 교육생산함수에는 수능성적을 종속 변인으로 하여 학생의 인구사회학적 특성, 학교나 교사관련 특성 등과 함께 학생의 학습노력으로서 사교육시간과 혼자 공부하는 시간 등을 독립변

인으로 투입했다. 해당 함수에 대한 중다회귀분석 결과 사교육시간과 혼자 공부하는 시간은 다른 변인을 통제한 상황에서도 유의한 정적 효과를 보이는 것으로 나타났다.

이아진(2014)은 한국아동청소년패널조사 단일 시점자료를 활용하여 중학생의 시간활용이 학업성취도에 미치는 영향을 분석하면서 중다회귀모형에 사교육 시간, 사교육 숙제시간, 스스로 공부하는 시간, 학교 숙제시간 등 생활시간과 통제변인을 투입했다. 분석결과 사교육(및 숙제) 시간과 스스로 공부하는 시간은 학업성취에 정적인 영향을 미쳤지만 학교 숙제시간은 오히려 학업성취에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 선미숙, 정제영(2013)은 한국노동패널조사 단일 시점 자료에 대한 이원분산분석 및 중다회귀분석을 통해 혼자공부하는 시간이 길고 사교육을 경험한 학생이 학업성취도가 더 높다고 분석했다.

김양분, 김난옥(2015)은 김미란, 장수명(2005)의 연구와 마찬가지로 학업성취에 영향을 미치는 학생 및 학교변인을 탐색했는데, 이를 위해 한국교육종단연구 단일 시점 자료를 활용했다. 이 연구에서는 자료의 다층구조를 고려하여 2수준 다층모형을 적용하였다. 이 연구의 결과에 따르면 다른 학생특성 및 학교특성을 통제했을 때 사교육여부는 영어와 수학성취도에 정적인 영향을 주지만 혼자 공부하는 시간은 수학 성취도에는 정적인, 영어 성취도에는 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

또, 개인공부시간 및 사교육시간과 학업성취의 관계를 매개하는 변인을 탐색한 연구도 있다. 조은별, 박수원(2016)은 국가수준 학업성취도 단일 시점 자료를 통해 학업적 자기효능감과 행동조절능력이 학습시간과 학업성취의 관계를 매개한다고 지적했다. 덧붙여 이 연구는 개인공부시간이 사교육시간에 비해 학업성취에 미치는 직접효과는 작았지만 두 매개변인을 통한 간접효과가 더 크기 때문에 결과적으로 스스로 하는 공부가 사교육보다 더 효과적이라고 결론짓기도 했다.

앞서 정리한 연구들은 대체로 중다회귀모형을 통해 개인공부시간 및 사교육시간이 학업성취도에 미치는 영향에 대해 분석했다. 대체적으로 개인

공부시간과 사교육시간은 각각 학업성취도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 그러나 일부 연구에서는 그와는 다른 결과를 보이기도 했는데, 이는 변인의 정의 방식이 다른 연구와 다소 차이를 보이거나(이아진, 2014) 서로 다른 통제변인을 투입했기 때문인 것으로 보인다(김양분, 김난옥, 2015). 또한, 이 연구들은 공통적으로 단일 시점 자료만을 활용했으며, 공변인을 충분히 통제하지 않은 경우(선미숙, 정제영, 2013; 조은별, 박수원, 2016)도 있다. 일반적인 표현에 따라 ‘영향을 미쳤다’와 같은 인과적 서술방식을 따르고 있으나, 앞서 언급한 자료의 성격 및 분석방법의 한계로 인해 엄밀한 의미에서 인과적 해석은 다소 제한적일 수밖에 없다.

이에 반해, 종단자료를 활용하여 사교육시간과 개인공부시간의 효과를 분석한 연구도 있다. 차동춘(2015)의 연구는 한국교육종단연구자료에 대한 2수준 다층성장모형 분석을 통해 사교육시간과 개인공부시간이 중학생의 수학성취에 미치는 효과를 분석했다. 이 연구에서는 수학성취도 수준을 상, 중, 하로 나누어 그 효과를 각각 분석했는데, 상위권과 중위권 학생들은 사교육시간과 개인공부시간이 길수록 성취도가 높았다. 한편 중위권 학생들에게 사교육시간보다는 개인공부시간이 더 효과적인 것으로 나타났으며, 하위권 학생들에게 사교육시간은 긍정적 효과가 있었으나 개인공부시간은 학업성취도에 유의한 영향을 미치지 않았다.

손윤희(2016)는 한국청소년패널자료에 대해 다변량 잠재성장모형을 활용하여 중학교 2학년~고등학교 3학년 시기의 개인공부시간과 사교육시간 초기치 및 변화율이 학업성취도(백분위 점수)의 종단적 변화에 미치는 영향을 분석했다. 이 연구의 분석 결과에 따르면 개인공부시간과 사교육시간의 초기치는 상관이 없지만, 사교육시간 초기치와 개인공부시간 변화율, 개인공부시간 초기치와 사교육시간 변화율 간에는 정적 상관이 존재했다. 또, 개인공부시간 및 사교육시간의 변화율은 중학교 내에서 백분위 점수의 변화율에 정적인 영향을 미치는데, 그 영향력의 크기는 개인공부시간 변화율의 효과가 더 큰 것으로 드러났다.

차동춘(2015)과 손윤희(2016)는 분석범위를 종단적으로 확장하였고, 중

속변인인 학업성취도뿐만 아니라 독립변인인 사교육시간과 개인공부시간 역시 시점에 따라 달라질 수 있는 시간 의존 변인임을 가정하여 모형에 반영하였다. 그러나 차동춘(2015)의 연구에서 독립변인에 해당하는 계수는 시점간 평균효과를 의미하며, 손윤희(2016)의 연구에서는 개인공부시간과 사교육시간의 시점별 값들은 초기치와 변화율이라는 일종의 잠재변인을 통해 처리되었기 때문에, 개인공부시간 및 사교육시간과 학업성취도의 시점별 관계를 구체적으로 확인하기는 어렵다.

이 절에서 소개한 연구들은 대체로 학업성취를 예측하는 다양한 변인을 탐색하는 과정에서 개인적 노력 및 투자를 의미하는 변인으로서 개인공부시간과 사교육시간을 포함시킨 경우가 많았다. 한편 일부 연구(손윤희, 2016; 이아진, 2014)의 경우 학생 개개인에게 모두 동일하게 주어진 시간을 어떤 종류의 학습활동에 얼마나 배분하는지에 대한 문제의식을 중심으로 연구를 수행한 경우도 있다. 이때 이아진(2014)과 달리 손윤희(2016)는 개인공부시간과 사교육시간의 상관을 모형에 반영하여 추정했는데, 해당 연구들이 상정한 ‘시간배분’의 관점에서는 서로 다른 학습시간 간 상관을 연구에 반영하는 것이 더 타당하다고 볼 수 있을 것이다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 연구대상 및 분석자료

서울교육연구정보원이 실시한 서울교육종단연구(Seoul Education Longitudinal Study, SELS)는 서울교육정책 및 학생들의 전반적인 교육 활동에 대하여 장기간에 걸쳐 자료를 수집하고 분석하는 데 그 목적이 있다. 서울교육종단연구는 2010년도에 처음 조사되어 현재 9차 조사까지 진행되었으며, 주어진 계층 내에서 학교를 무작위 추출하고 표집된 학교 중에서 다시 2개 학급을 무작위 추출하는 집락추출방식을 통해 조사되었다. 이 연구에서는 SELS의 초등학교 패널 4~6차년도 자료를 활용했는데, 이 자료에서 대상 학생들은 중학교 1~3학년에 해당한다. 조사 시작 시점에서는 표집방식으로 인한 자료의 내재적 구조가 있어 이를 분석에 반영해야 하겠지만, 4차년도 자료부터는 학생들이 중학교에 진학하면서 이러한 내재적 구조는 대체로 사라졌다고 보아도 무방할 것이다. 연구대상을 중학생으로 선정한 것은 중학생이 학교 외 학습시간이 가장 길뿐만 아니라(통계청, 2015), 사교육에 참여하는 시간도 가장 길기 때문이다(통계청, 2016).

5차년도(중학교 2학년)와 6차년도(중학교 3학년)에 모두 응답한 학생 중 처치 및 결과변인이 모두 결측인 학생을 제외하여 3,186명의 자료를 분석에 활용했다. 처치 및 결과변인을 제외한 공변인의 결측은 R package 'mice'를 통해 5회 다중대체하였고(Buuren & Groothuis-Oudshoorn, 2010), 5개의 완전자료 세트에 대하여 각각의 분석을 거친 후 그 분석결과를 Rubin의 규칙에 따라 통합(pooling)하였다(Rubin, 1987). 상세히 후술하겠지만, 일반화 경향점수를 통해 산출한 역확률가중치가 극단적인 값(<10)

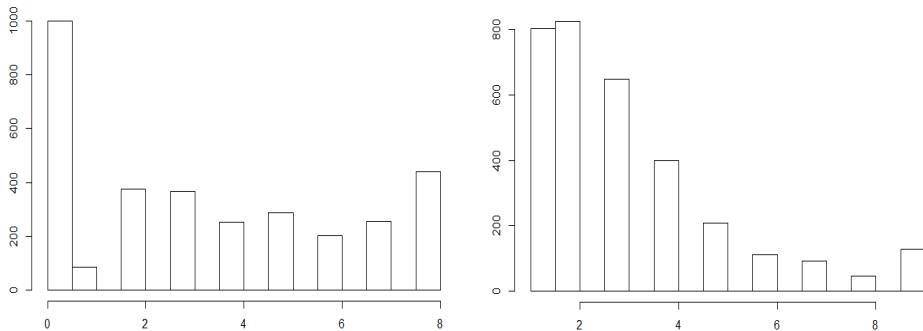
을 보인 사례를 제외¹⁾하여 중단구조 모형은 3,118명의 자료를 활용했으며, 동일한 이유로 시점별 가중회귀모형의 분석대상은 3167명, 3159명이다. 4차년도(중학교 1학년) 자료의 경우 사전 공변인을 통제하기 위하여 활용하였으며, 결과의 해석은 중학교 2~3학년 시점에 한정하였다.

분석자료에서 개인공부시간은 ‘일주일동안 혼자 숙제를 하거나 공부하는 시간’이 어느 정도 되는지 묻는 문항으로 측정되었고, 사교육시간 역시 ‘각 과목별로 일주일에 평균 몇 시간’ 사교육에 참여하는지 묻는 문항으로 측정되었다. 또, 이 자료에서 사교육은 ‘방과후 학교 및 EBS를 제외한 학원, 과외, 학습지 등’으로 정의되었다. 또, 학업성취도는 수직척도화된 검사점수를 활용하는데, 이 연구에서는 사교육 참여가 활발한 수학 교과목의 학업시간과 학업성취도의 관계를 분석했다. 분석자료에서 개인공부시간과 사교육시간은 (사교육의 경우 ‘참여하지 않음’ 포함) 한 시간을 단위로, 즉, ‘한 시간 미만’, ‘한 시간 이상 두 시간 미만’ 등 총 9개의 항목 중 하나를 선택하는 방식으로 응답되었다. 가령, 5차년도(중학교 2학년) 수학 개인공부시간과 사교육시간의 세부적인 응답 빈도와 히스토그램은 각각 <표 1>, <그림 1>과 같다.

1) 다중대체를 통해 생성한 다섯 세트의 자료에 대한 각각의 분석 중 한 번이라도 극단적인 값을 보인 사례는 제외하였다.

중2 수학 사교육시간				중2 수학 개인공부시간			
값	내용	빈도	%	값	내용	빈도	%
0	참여하지않음	990	31.1	1	1시간 미만	790	24.8
1	1시간 미만	84	2.6	2	1시간 이상~2시간 미만	804	25.2
2	1시간 이상~2시간 미만	365	11.5	3	2시간 이상~3시간 미만	635	19.9
3	2시간 이상~3시간 미만	356	11.2	4	3시간 이상~4시간 미만	391	12.3
4	3시간 이상~4시간 미만	242	7.6	5	4시간 이상~5시간 미만	203	6.4
5	4시간 이상~5시간 미만	277	8.7	6	5시간 이상~6시간 미만	109	3.4
6	5시간 이상~6시간 미만	195	6.1	7	6시간 이상~7시간 미만	89	2.8
7	6시간 이상~7시간 미만	249	7.8	8	7시간 이상~8시간 미만	43	1.4
8	7시간 이상	428	13.4	9	8시간 이상	122	3.8
합계		3186	100	합계		3186	100

<표 1> 중2 시점 수학 학습시간 빈도



<그림 1> 중2 시점 수학 학습시간 히스토그램(좌: 사교육시간 / 우: 개인공부시간)

이를 통해 볼 때, 이 연구의 핵심적인 처치변인인 개인공부시간과 사교육시간은 각각 9개의 응답 범주를 갖고 있으나 그 분포가 정규분포의 형태를 따르지 않는다. 사교육시간의 경우 사교육에 참여하지 않는다고 응답한 학생이 30%에 달하는 반면, 나머지 범주에 응답한 학생들의 수는 상대적으로 고르다. 이에 반해 개인공부시간의 경우 2시간보다 적게 공부하는 학생들이 많고, 그보다 더 오래 공부하는 학생들의 수는 점점 줄어드는 형태의 분포를 보인다. 그러나 두 변인 모두에서 최대값을 가지는 범주인 (사교육시간)‘7시간 이상’, (개인공부시간)‘8시간 이상’은 그 의미상

중도절단(censored) 자료라고 볼 수 있다. 다른 응답 범주들이 각각 한 시간 간격을 단위로 구분되어 있는 반면, 이 범주들은 각각 7시간 이상, 8시간 이상 사교육에 참여하거나 혼자 공부하는 시간에 해당하는 학생들을 모두 포괄하기 때문이다. 따라서 개인공부시간과 사교육시간은 연속성 및 정규성을 가정하기 힘들다고 판단했고, 실질적인 의미와 관측빈도를 고려하여 <표 2>와 같이 처치변인을 각각 네 개의 범주를 가지는 서열형 변인으로 재정의하였다²⁾. 이때 각 범주의 의미는 개인공부와 사교육에 ‘(거의) 참여하지 않는 집단’, ‘조금 참여하는 집단’, ‘중간 정도 참여하는 집단’, ‘많이 참여하는 집단’ 정도로 이해해볼 수 있을 것이다. 물론 이처럼 범주를 통합하는 것은 정보의 손실로 이어질 수 있다. 그러나 Agresti(2019)는 많은 수의 범주를 가진 서열형 변인을 4~5개의 범주로 통합하는 경우 정보의 손실로 인한 추정 효율성의 감소와 표준오차의 증가가 그리 크지 않다고 지적했다.

중2 수학 사교육시간				중2 수학 개인공부시간			
값	내용	빈도	%	값	내용	빈도	%
0	참여하지않음	990	31.1	0	1시간 미만	790	24.8
1	2시간 미만	449	14.1	1	1시간 이상 ~2시간 미만	804	25.2
2	2시간 이상 ~5시간 미만	875	27.5	2	2시간 이상 ~5시간 미만	1229	38.6
3	5시간 이상	872	27.4	3	5시간 이상	363	11.4
합계		3186	100	합계		3186	100

<표 2> 처치변인 재정의

2) 중학교 3학년 시점의 처치변인 분포는 연구결과에 제시하였다.

2. 연구모형

가. 일반화 선형모형과 서열형 자료의 분석

1) 일반화 선형모형의 개념

일반화 선형모형은 Nelder & Wedderburn(1972)이 제안한 모형이다. 당시 널리 활용되고 있던 기존의 중다회귀모형이나 분산분석 등의 선형모형은 오차의 분포가 정규분포이고 그 오차의 분산이 상수라는 가정에 기초한다. 일반화 선형모형은 이러한 제한적 가정을 상대적으로 완화함으로써, 기존의 선형모형들을 포괄하면서도 보다 다양한 자료에 적용될 수 있는 선형 모형이다(박광배, 2006).

일반화 선형모형은 체계적 부분(systemic component)과 무선적(확률적) 부분(random component)으로 구성된다. 즉 일반화 선형모형이 설명하는 것은 많은 사례의 ‘중심경향적’인 관계이며, 개별사례는 그러한 중심경향에서 다양한 방식으로 이탈되어 있다. 이러한 이탈은 체계적으로 기술되기보다는 확률적으로 추론되며, 이러한 추론은 자료의 특성에 따라 다양한 방식의 가정에 기초할 수 있다. 따라서 일반화 선형모형에서는 체계적 부분과 무선적(확률적) 부분이 서로 연결되는 특정한 양상을 구체적으로 정의해야 하는데, 이러한 양상을 ‘연결 함수(link function)’라고 한다. 일반화 선형모형의 일반적인 구조는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$g(\mu_Y) = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k = X^T B$$

위 식에서 연결함수 $g(\cdot)$ 는 종속변인 Y 의 중심경향치인 μ_Y 와 모형의 체계적 부분인 $X^T B$ 이 관련되는 양상을 정의하는 함수다. 이러한 연결함수는 종속변인 Y 가 어떤 특성을 갖는지, 혹은 어떠한 분포를 따르

는지에 따라 다르게 정의될 수 있다. 이항분포를 가정하는 범주형 종속변인을 분석하는 선형모형에서는 주로 로짓(logit) 연결함수 또는 다음 절에서 상세히 설명할 프로빗(probit) 연결함수를 다양한 방식으로 응용하고 있다. 연속형 종속변인을 가정하는 일반적인 중다회귀모형이나 분산분석모형은 일반화 선형모형의 관점에서 보았을 때 동일(identity) 연결함수, 즉 $g(\mu_Y) = \mu_Y$ 를 활용하는 것으로 이해할 수 있다.

2) 서열형 변인의 분석

서열형 변인이란 서열척도(ordinal scale)의 속성을 가진 변인으로, 종속변인의 범주들이 서로 상대적인 서열성을 가지는 경우다. 전술하였듯 이 연구의 처치변인인 개인공부시간과 사교육시간은 측정방식의 특성상 중도절단(censored) 자료이며, 관측된 분포 역시 정규분포를 따른다고 보기 힘들기 때문에 각각 4개의 항목을 가지는 범주변인으로 재정의되었다. 이때 재정의된 개인공부시간과 사교육시간 변인은 서열형 변인으로 이해되어야 할 것이다. 이러한 서열형 변인을 종속변인으로 하는 일반화 선형모형은 보통 누적 로짓(cumulative logit) 모형 또는 누적 프로빗(cumulative probit) 모형이다. 두 모형은 각각 로짓과 프로빗을 연결함수로 채택한다는 차이가 있으나 모두 누적 연결(cumulative link) 모형의 일종으로 이해할 수 있다(Agresti, 2019). 이러한 누적 연결 모형은 서열형 변인 Y 기저의 잠재적인 연속변인 Y^* 를 가정하며, Y 와 Y^* 사이에는 다음과 같은 관계가 있다.

$$y = j, \text{ if } \alpha_{j-1} < y^* \leq \alpha_j$$

이때, Y^* 는 다음과 같이 설명변인들과 선형적인 관계를 가진다고 가정하자.

$$Y^* = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + \epsilon = X^T B + \epsilon$$

이때 오차항 ϵ 가 평균이 0 인 정규분포를 따른다면 다음 식이 성립한다.

$$P(Y \leq j \mid x) = P(Y^* \leq \alpha_j) = P(\epsilon \leq \alpha_j - X^T B) = \Phi(\alpha_j - X^T B)$$

이때 Φ 는 표준정규분포의 누적확률밀도함수(cumulative distribution function, c.d.f.)를 의미한다. 이처럼 누적 연결 모형에서 오차항 ϵ 가 정규분포를 따른다고 가정하는 경우를 누적 프로빗 모형이라고 한다. 프로빗(probit)은 ‘확률단위(probability unit)’의 약칭으로, 한 현상의 발생 비율을 표준정규분포의 누적확률로 간주하고, 이 누적확률에 해당하는 표준점수 z 를 비율로 변환한 것이다(Bliss, 1934; 박광배, 2006). 이에 반해 누적 로짓 모형은 오차항 ϵ 가 로지스틱분포를 따른다고 가정하는 경우이다.

이를 통해 각 범주에 속할 확률을 다음과 같이 산출할 수 있다.

$$P(Y \leq 1 \mid x) = P(Y=1 \mid x)$$

$$P(Y \leq J \mid x) = 1$$

$$P(Y=j \mid x) = P(Y \leq j \mid x) - P(Y \leq j-1 \mid x), \quad j = 2, \dots, J$$

이때 절단점(cutpoint) 모수인 α_j 는 J (범주의 수)-1개가 각각 추정되지만, 각 설명변인 x_k 의 영향력, 즉 계수 β_k 는 확률 $P(Y \leq j \mid x)$ 을 계산하는 $j-1$ 개의 모형방정식에서 일정한 것으로 설정된다. 이를 흔히 비율승산(proportional odds) 가정 또는 평형성(parallelism) 가정이라고 부른다. 이러한 가정이 적절하지 않다고 판단되는 경우 특정 설명변인에 대하여 β_{kj} , 즉 β_k 가 모형방정식마다 그 크기가 다를 수 있다는 것을 모형에

반영할 수도 있다. 이 경우 모형이 더 복잡해지고 추정해야하는 모수가 증가하는데, 우도비(likelihood ratio) 검정을 통해 보다 적절한 모형을 선택할 수 있다.

나. 일반화 경향점수 안정화 역확률 가중치

1) 경향점수의 개념

경향점수는 Rosenbaum과 Rubin(1983)이 제안한 방법으로, 관찰연구(observational studies) 혹은 유사실험설계(quasi-experimental design, 준 실험설계)를 통해 인과추론을 시도할 때 사용되는 분석방법 중 하나다. 일반적으로 특정 처치의 인과효과를 검증하기 위해서는 실험설계(experimental design)를 통해 해당 처치가 무작위로 배정(혹은 할당, random assignment of treatment)되는 것이 중요하다(Cook, Campbell, & Shadish, 2002). 이 무선할당의 과정이 처치집단과 통제집단 간에 사전적인 특징의 기댓값을 동질화하기 때문이다(백순근, 2018). 그러나 이러한 실험적인 조작이 불가능한 관찰연구에서, 특히 개인들의 자유로운 선택의 결과로서 처치 참여 여부나 정도가 결정되는 자기선택(self-selection)의 경우 인과효과를 추정하는 것에 난점이 생긴다(강창희, 이정민, 이석배, 김세움, 2013). 이 경우, 처치에 참여 여부나 정도 자체가 개인의 사전적인 특질에 의해 영향을 받으며, 그 사전적인 특질이 결과에도 동시에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 이를 고려하지 않으면 처치효과 추정치는 과대·과소추정될 수 있고, 이 경우 발생하는 편의를 선택편의(selection bias)라고 부른다. 이러한 상황은 처치의 내생성(endogeneity)이라고 일컬어지기도 한다. 다시 말해, 정확한 인과효과 추정을 위해서는 개인이 처치(Z)에 참여하는지 혹은 얼마나 참여하는지와 그 잠재적 결과(Y)가 독립적($Z \perp Y$)이라는, 처치의 독립성(independence) 혹은 외생성(exogeneity)

의 가정이 성립해야 한다.

경향점수방법은 이처럼 처치의 독립성 가정이 성립하지 않는 유사실험 설계 상황에서 가능한 실험설계와 비슷한 상황을 만들기 위해 고안되었다. 경향점수는 각 개인이 ‘처치에 참여할 (관측된 공변인에 대한)조건부 확률’로 정의된다(Rosenbaum & Rubin, 1983). 두 개인의 경향점수가 같다면, 이는 두 개인이 해당 처치를 받을 확률이 같다는 것을 의미한다. 두 개인이 처치를 받을 확률이 동일했으나 한 개인은 처치를 받았고 나머지는 개인은 처치를 받지 않았다면, 이 두 개인의 결과값 차이는 처치의 인과효과로 이해할 수 있을 것이다. 전통적으로 매칭은 모든 공변인 값이 가장 유사한 개체를 찾는 방식으로 이루어졌으나, 차원이 증가할수록(통제할 공변인의 수가 많아질수록) 유사한 개체를 찾기 힘들다는 ‘차원의 저주(curse of dimensionality)’ 문제가 발생할 수 있다(강창희 외, 2013). 이에 비해 경향점수 방법은 ‘처치를 받을 확률’이라는 하나의(혹은 한 차원의) 요약된 값을 활용한다.

2) 서열형 처치를 위한 일반화 경향점수의 산출 및 적용

이 연구의 관심 처치변인은 ‘방과 후 수학 학습시간’, 즉 ‘수학 개인공부 시간’과 ‘수학 사교육시간’이다. 학생들이 방과 후에 얼마나 오래 수학을 공부할 것인지는 무선택당되는 것이 아니라 자신의 선택으로 이루어지며, 이는 개인의 사전적인 특질과 매우 긴밀한 관련이 있다. 앞서 제시하였듯 방과 후 학습시간은 학업 관련 개인특성(사전성취도, 성취동기 및 목표, 자기통제력, 학습 흥미 등), 대인관계 특성(부모관계, 교사관계 등), 사회적 배경특성(부모학력, 가구소득 등)의 영향을 받는다. 특히 이 변인들은 (이 연구의 결과변인인)학업성취를 예측하는 변인들이기도 하다. 따라서 이러한 혼동변인들의 효과를 적절히 통제하지 못한다면 각 학습시간 값에 대한 평균적 효과 추정치에는 선택편의가 개입할 가능성이 크다.

Joffe & Rosenbaum(1999)은 서열형 처치의 인과효과를 분석하기 위한 ‘균형화 점수(balancing score≒경향점수)’로서 앞서 제시한 비율승산모형 (proportional odds model)의 선형 예측자(linear predictor), 즉 $x^T\beta$ 를 제안한다. 앞서 제시한 바와 같이 $x^T\beta$ 는 각 모형방정식에서 달라지지 않는 부분이며, 서로 다른 처치조건에 속하더라도 $x^T\beta$ 가 같다면 공변인의 분포는 같을 것이기 때문에 이는 경향점수와 유사한 방식으로 활용될 수 있다는 것이다. 이를 실제로 적용한 연구로는 Lu et al.(2001), Zanutto et al.(2005) 등이 있다. 그러나 Greene(2017)은 모의실험연구를 통해 비율승산가정이 충족되지 않을수록 처치효과 추정치의 편의(bias)가 점차 증가할 수 있다고 지적하기도 했다.

이후 Joffe & Rosenbaum(1999)의 제안을 기반으로 경향점수방법을 다분형이나 서열형, 또는 연속형 처치에 대하여 확장한 것이 일반화 경향점수(Generalized Propensity Score)이다(Hirano & Imbens, 2004; Imbens, 2000). 이 경우, 핵심적인 아이디어는 유사하더라도, 경향점수의 정의방식은 다소 달라질 수밖에 없다(Guo & Fraser, 2014). 특히 이 연구의 주된 관심인 서열형(ordinal) 처치나 다분형(multinomial) 처치에서 일반화 경향점수는 관측된 공변인에 대하여 각 개인이 ‘특정 처치’를 받을 조건부 확률로 정의된다. 가령, ‘사교육 참여’의 인과효과를 추정하기 위한 모형에서 경향점수는 ‘(관측된 공변인에 근거하여) 각 개인들이 사교육에 참여할 조건부 확률’로 정의된다. 이에 반해, ‘사교육에 참여한 시간’의 인과효과를 추정하기 위한 모형에서 사교육시간이 3시간인 학생의 일반화 경향점수는 해당 학생이 (관측된 공변인에 근거하여) 사교육시간이 3시간일 조건부 확률로 정의된다. 이러한 확률을 산출하는 과정은 앞 절에서 기술한 일반화 선형모형을 통해 이루어질 수 있다. 또, 최근에는 이러한 전통적인 선형모형뿐만 아니라 비모수적인 통계학습 기법과의 결합도 활발해지고 있다(McCaffrey et al., 2013; Zhu et al., 2015).

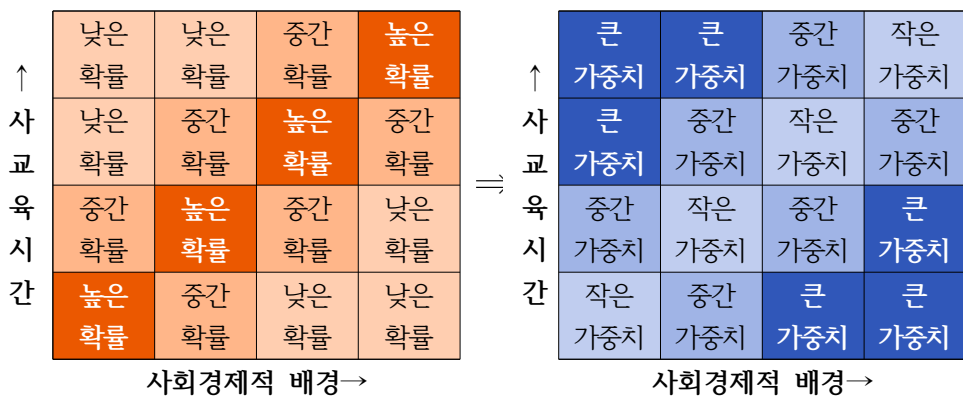
3) 안정화역확률가중치

이처럼 처치에 참여할 확률(또는 특정 처치조건에 속할 확률)로서 산출된 경향점수는 주로 매칭(matching), 층화(stratification), 가중치(weighting) 방법 등으로 활용된다(Liete, 2016; Guo & Fraser, 2014). 앞서 간단히 언급한 것처럼, (이분 처치변인의 경우) 경향점수가 같지만(혹은 유사하지만) 처치에 참여한 사례와 처치에 참여하지 않은 사례를 짝짓고, 짝 간의 평균차이를 계산함으로써 평균처치효과를 추정한다. 반면 층화는 사례의 짝을 짓기보다는 경향점수가 유사한 집단끼리 층을 나누고, 층 안에서 각각 처치의 효과를 산출한 후에 이를 종합하여 최종적으로 처치의 인과효과를 추정하는 방법이다. 이러한 매칭과 층화의 방법은 경향점수의 아이디어와 매우 직관적으로 연결되며, 그 적용과정도 비교적 쉽게 이해할 수 있다. 그러나 매칭방법이나 층화방법을 활용할 때에는 경향점수가 유사한 짝 사례를 찾지 못하는 경우나 층 내에 처치 조건 간 비율이 크게 차이가 나는 경우와 같이, 일부 사례를 분석에서 제외해야 하는 상황이 발생하기도 한다. Leite(2016)은 적절한 공통영역(common support)이 있다면 층화 방법은 기존 사례수를 유지할 수 있지만, 대부분의 매칭 방법은 사례수 감소 상황을 면하기 어렵다고 지적하기도 했다.

이에 반해 가중치 방법은 주로 경향점수의 역수를 분석의 가중치로 활용하는데, 이를 흔히 역확률가중치(Inverse Probability of Treatment Weight, IPTW)라고 지칭한다. 경향점수의 역수가 분석의 가중치로 적용된다는 것은 바꾸어 말하면 처치를 받을 확률이 높았으나 실제로 처치를 받은 사례는 상대적으로 낮은 가중치를 부여하고, 처치를 받을 확률이 낮았는데 실제로 처치를 받은 사례는 상대적으로 높은 가중치를 부여한다는 뜻이다. 일반화 경향점수의 관점에서 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$IPTW_i = \frac{1}{P(Z = z_i | X_i)}$$

역확률가중치 방법의 핵심은 ‘처치 조건 간에 공변인 균형이 이루어진 가상의 모집단(pseudo-population)’을 대표할 수 있도록 가중치를 통해 기존의 표본을 조정하는 것이다(Liete, 2016). 가령 ‘학업성취도에 대한 사교육 시간의 인과효과’를 추정하기 위해서는, 사교육 시간과 학업성취도에 모두 영향을 미칠 수 있는 공변인인 학생의 사회경제적 배경을 통제할 필요가 있다. 일반적으로 사회경제적 배경이 좋을수록 사교육에 더 오래 참여한다고 가정해보자. 사회경제적 배경이 좋을수록 사교육을 더 오래 참여할 확률이 높다면, 사회경제적 배경이 좋고 실제로 사교육에 오래 참여한 학생에게는 낮은 가중치를 부여하고, 사회경제적 배경이 좋지 않은데도 실제로 사교육에 오래 참여했거나 사회경제적 배경이 좋은데도 사교육에 덜 오래 참여한 학생에게는 상대적으로 높은 가중치를 적용한다. 이런 방식으로 부여된 가중치를 통해 기존의 표본은 ‘사교육에 오래 참여하는 학생과 그렇지 않은 학생의 사회경제적 배경이 유사한 표본’으로 조정된다. 이렇게 조정된 표본에서 학업성취도에 대한 사교육의 효과를 추정하면, 그 추정치는 사회경제적 배경의 효과를 제거한 사교육 시간의 인과효과로 간주할 수 있을 것이다. 이를 그림으로 표현하면 <그림 2>와 같다.



<그림 2> 역확률가중치의 작동방식

가중치 방법은 매칭이나 층화에 비해 사례수 감소가 적다는 것이 장점으로 꼽힌다. 그뿐만 아니라 가중치 방법은 다양한 분석 방법과 상대적으로 쉽게 결합하여 적용할 수 있다는 점 역시 장점으로 꼽힌다. 특히 여러 변인의 구조관계를 파악하는 데 적합하지만 공변인을 통제하기 어려운 종단적 구조방정식 모형에서 경향점수 가중치 방법은 특히 활용가치가 높다(이진실, 2016). 특히 이는 단일시점·단일처치 상황이 아닌, 다중시점·다중처치 상황으로 모형을 확장할 때 더욱 극명하다. 다중시점, 즉 종단적 분석을 통해 시간의존(time-varying) 처치변인의 인과효과를 분석하는 경우, 많은 선행연구들은 곱가중치(product weight), 즉, 각 시점에서 경향점수를 추정하고 이를 통해 시점별 역확률 가중치를 산출한 후 이를 모두 곱하여 최종적으로 분석 가중치로 적용하는 방식을 활용하고 있다(Thommes & Ong, 2016; Imai & Ratkovic, 2015; Hong & Raudenbush, 2008; 변상민, 2017).

이때 변상민(2017)은 이전 시점까지의 처치와 공변인을 모두 반영하여 시점별 가중치를 산출하는 일변량 선형모형에서의 곱가중치와 달리, 이전 시점의 처치가 분석모형에 반영되는 다변량 종단 구조모형에서는 시점별 사전 공변인만을 반영하여 가중치를 산출해야 한다고 지적했다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$w_i = \frac{1}{P(Z_1 = z_{1i} | X_{1i})} \times \frac{1}{P(Z_2 = z_{2i} | X_{2i})} \times \dots \times \frac{1}{P(Z_T = z_{Ti} | X_{Ti})}$$

$$= \prod_{t=1}^T w_{ti}$$

위 식에서 i 는 각 개체, t 는 각 시점을 의미한다. 이 연구에서는 이를 다중처치 상황으로 확장하여, 두 시점(중학교 2~3학년)의 두 처치(개인공부시간, 사교육시간)에 대한 다음과 같은 곱가중치를 활용한다.

$$w_i = \frac{1}{P(\text{중2개인공부시간} = z_{11i} \mid X_{1i})} \times \frac{1}{P(\text{중2사교육시간} = z_{12i} \mid X_{1i})}$$

$$\times \frac{1}{P(\text{중3개인공부시간} = z_{21i} \mid X_{2i})} \times \frac{1}{P(\text{중3사교육시간} = z_{22i} \mid X_{2i})}$$

그러나 이처럼 곱 가중치 방법을 활용하게 되면 일부 개체의 가중치가 극단적인 값, 즉 매우 작거나 매우 큰 값을 보일 수 있다. 작은 수나 큰 수가 여러 번 곱해지면 그 값이 매우 작아지거나 커지기 때문이다. 이러한 상황에서는 일반적으로 극단적인 가중치 값을 보인 사례를 제거하는 방법과 가중치에 처치조건별로 특정한 상수를 곱하여 전체적으로 가중치를 ‘안정화(stabilization)’하는 방법(Robins et al., 2000)이 있다. 이 연구에서는 두 방법을 모두 활용하였는데, 특히 역확률가중치를 안정화하는 상수로는 각 처치조건별 표본비율을 활용하였다. 처치조건별로 표본비율을 곱하는 것은 가중치의 합(즉, 가상 모집단의 크기)이 기존의 표본크기에 비해 너무 커지지 않도록 조정함으로써 1종 오류를 줄일 수 있는 효과를 가진다(Xu et al., 2010). 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$SIPTW_i = \frac{P(Z = z_i)}{P(Z = z_i \mid X_i)}$$

결과적으로, 안정화역확률가중치를 통한 최종 곱가중치는 다음과 같은 수식을 통해 산출된다.

$$sw_i = \frac{P(\text{중2개인공부시간} = z_{11i})}{P(\text{중2개인공부시간} = z_{11i} \mid X_{1i})} \times \frac{P(\text{중2사교육시간} = z_{12i})}{P(\text{중2사교육시간} = z_{12i} \mid X_{1i})}$$

$$\times \frac{P(\text{중3개인공부시간} = z_{21i})}{P(\text{중3개인공부시간} = z_{21i} \mid X_{2i})} \times \frac{P(\text{중3사교육시간} = z_{22i})}{P(\text{중3사교육시간} = z_{22i} \mid X_{2i})}$$

안정화를 거친 후에도 여전히 극단적인 값을 보이는 사례에 대해서는

분석에서 제외했다. 어떤 범위까지를 극단적인 값으로 볼 것인지에 대한 통계적인 기준은 없으나, 일반적으로 가중치가 10보다 큰 사례를 제거하거나 상·하위 2.5%를 제거하는 방식이 통용된다(Rubin, 2001; Thoemmes & Ong, 2016). 이 연구에서도 역시 전체 사례수를 고려하여 10보다 큰 가중치를 보이는 사례를 제외하였다.

다. 종단적 구조방정식 모형과 추정

연구변인 간 구조관계를 분석하기 위한 구조방정식모형(Structural Equation Model)은 일반적으로 다변량 정규분포를 따르는 연속변인을 대상으로 한다(Jöreskog, 1970; 김수영, 2016; 이기종, 2005). 그러나 Muthén(1984)은 연속변인 뿐만 아니라 이분형·다분형·서열형과 같은 범주변인을 포함하는 일반화된 구조방정식 모형(General Structural Equation Model)을 제안하기도 했다.

전통적인 구조방정식 모형은 흔히 ‘공분산 구조 분석(Covariance Structure Analysis)’라고도 지칭되었는데(김수영, 2016), 이는 구조방정식 모형이 변인간의 관찰된 공분산행렬 S 와 연구자가 명세화한 모형이 함축하는 공분산행렬 $\hat{\Sigma}$ 의 차이를 최소화하도록 모수(parameter)를 추정하는 방법이기 때문이다. 연속변인들의 구조방정식 모형의 모수 추정은 주로 최대가능도(Maximum Likelihood, ML) 추정 방법을 활용한다. 그런데 이러한 ML 추정법이 제공하는 추정치는 다변량 정규성 가정 위배에 매우 민감하다는 단점이 있다(김수영, 2016; 이기종, 2005).

Muthén(1984)이 제안한 방법은 제한정보(limited-information) 추정 방법³⁾의 일종으로서, ‘잠재반응(latent response)’이라는 개념을 이용한다. 이

3) 제한정보 추정 방법은 전통적인 구조방정식과 마찬가지로 공분산, 상관행렬과 같은 자료의 요약치를 활용하는 방법이며, 이에 반해 완전정보(full-information) 추정법은 문항반응이론(Item Response Theory, IRT)과 같이 개별적 반응값을 모두 이용하는 방법이다(김수영, 2016).

는 앞서 살펴본 일반화선형모형의 누적 연결 모델과 마찬가지로 범주변인 Y 기저의 잠재적인 연속변인 Y^* 를 가정하고, 이 연속적인 Y^* 의 분포에서 특정한 경계(threshold) τ 들을 기준으로 Y 의 관찰되는 값이 결정된다고 보는 것이다. 이 개념은 그 의미상 CVM (continuous/categorical variable modeling) 또는 ATM(auxiliary threshold model)으로 불리기도 한다(Kline, 2015; Edward, wirth, Houts & Xi, 2012). 이러한 틀 안에서는 $y_1, y_2, y_3, \dots, y_p$ 에서 형성되는 공분산 행렬 S 를 분석하여 모수를 추정하는 것이 아니라, $y_1^*, y_2^*, y_3^*, \dots, y_p^*$ 에서 형성되는 공분산 행렬 S^* 를 분석한다. 이때 $y_1, y_2, y_3, \dots, y_p$ 가 이분형 변인일 때와 다분형 변인일 때, $y_1^*, y_2^*, y_3^*, \dots, y_p^*$ 의 상관은 각각 사분상관(tetrachoric correlation), 다분상관(polychoric correlation)으로 계산된다. 또, 다분형 범주변인과 연속변인의 상관은 다연상관(polyserial correlation)으로 계산된다(DiStefano & Morgan, 2014).

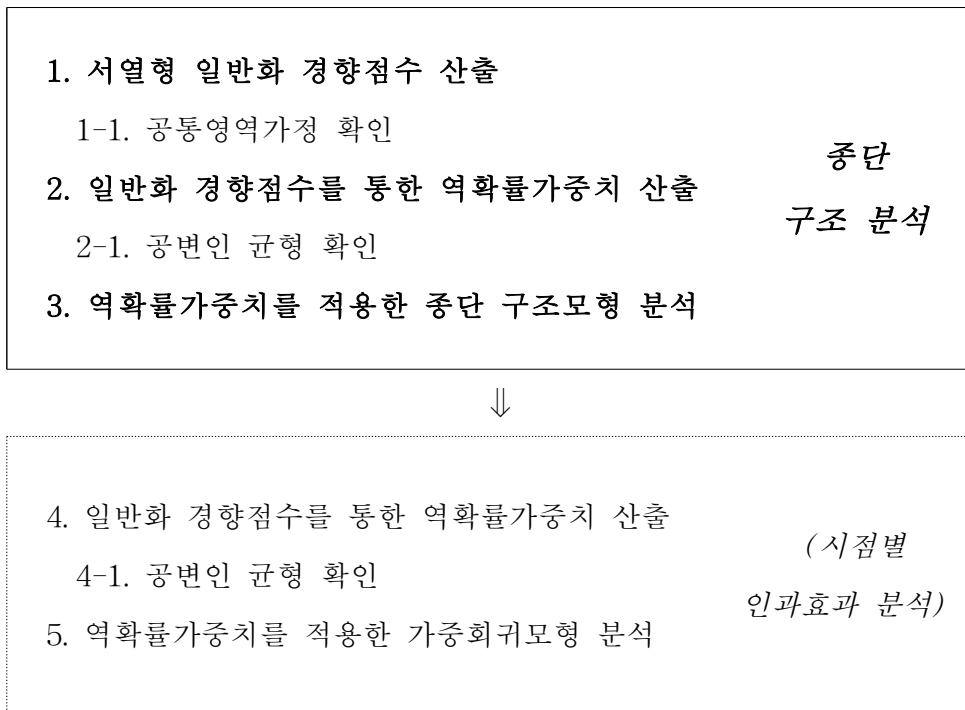
이러한 모형에서 Muthén(1984)은 모수의 추정 방법으로 가중최소제곱(weighted least square, WLS)을 제안했다. 이는 Browne(1984)의 점근적 분포 무관(asymptotic distribution free, ADF) 추정량을 일반화한 것으로(김수영, 2016), 정규성이나 연속성 가정에서 자유롭다는 장점이 있다. 이후 WLS 추정방법이 가진 가중치 행렬 W 의 복잡성 및 불안정성, 최소 표본 크기, 추정치 표준오차의 과소추정(Bentler, 1995; Muthén & Kaplan, 1992; Dolan, 1994) 등의 문제가 제기됨에 따라, WLS를 보완한 보다 강건한 추정법이 제안되었다. 가장 대표적인 두 방법이 가중치 행렬 가중치 행렬 W 의 대각요소만을 활용하는 DWLS(diagonally weighted least squares, 또는 평균 조정 가중최소제곱(mean-adjusted weighted least squares, WLSM) Christofferson, 1975; Edward et al., 2012)와 WLSMV(평균 및 분산 조정 가중 최소제곱, mean- and variance-adjusted weighted least squares)이다. 이 중에서도 특히 WLSMV는 매우 강건한 추정 방법이라는 경험적 연구가 꾸준히 보고되고 있으며

(Brown & Moore, 2012; Brown, 2006; DiStefano & Morgan, 2014; Muthén & Kaplan, 1992), 범주형 내생변인 분석에 대한 *Mplus* 프로그램의 기본 추정방식 역시 이를 택하고 있다(Muthén & Muthén, 2017).

이 연구에서 서열형 범주변인인 개인공부시간 및 사교육시간 변인은 이전 시점의 개인공부시간 및 사교육시간과 학업성취도의 영향을 받으면서, 동일 시점의 학업성취도에 영향을 주는 일종의 ‘매개변인’으로 취급된다. 이처럼 서열형 범주변인이 구조방정식의 매개변인으로 취급되는 경우 경로계수의 구체적인 해석은 다소 어려워진다. 이는 앞서 설명한 바와 마찬가지로 구조방정식이 추정하는 것은 $X \rightarrow M \rightarrow Y$ 그 자체가 아니라 잠재 반응 M^* 과의 관계, 즉 $X \rightarrow M^* \rightarrow Y$ 을 추정하기 때문이다. 따라서 이 연구에서는 인과적 관점에서 종단적 구조관계를 확인하는 모형에서는 개인 공부시간 및 사교육시간 변인을 서열형 범주변인으로 취급하는 구조방정식 모형을 분석하였고, 이에 더해 각 학습시간 범주의 인과효과에 대한 보다 구체적인 해석을 위해 시점별 가중회귀모형을 보완적으로 분석하였다.

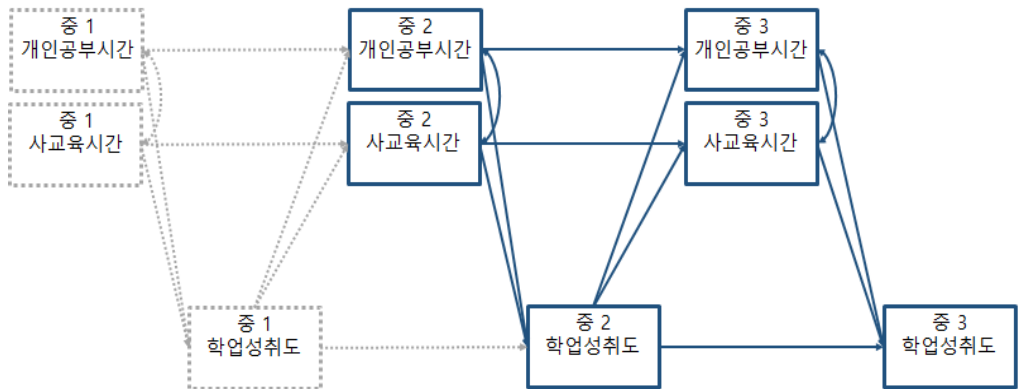
라. 연구모형 요약 및 분석절차

이 연구는 일반화경향점수방법을 활용하여 선택편의를 조정한 상태에서 개인공부시간 및 사교육시간이 학업성취도에 미치는 종단적 영향을 분석하는 데 그 목적이 있다. 따라서 이 연구의 분석절차는 <표 3>과 같다.



<표 3> 연구 분석절차

이 연구에서 종단적 구조 분석을 위해 설정한 연구모형은 <그림 3>과 같다.



<그림 3> 종단 구조 모형

위 모형을 살펴보면, 중2 시점과 중3 시점의 개인공부시간 및 사교육시간은 각각 동일시점 학업성취도에 영향을 미친다고 설정되었다. 이는 앞서 언급했듯, 측정문항의 특성상 측정시기가 같다고 하더라도 개인공부시간과 사교육시간이 학업성취도보다 시기적으로 선행한다고 가정할 수 있기 때문이다. 또, 중2 시점 개인공부시간은 중3 시점 개인공부시간에, 중2 시점 사교육시간은 중3 시점 사교육시간에 영향을 미치는 것으로 설정되었다. 이는 연구변인들이 시점간 자기상관(auto-correlation)을 가질 것이라고 가정한 것이다. 선행연구에 따라(김진영, 유민경, 이상돈, 2005; 손윤희, 2016), 각 시점의 개인공부시간과 사교육시간은 상관을 갖는 것으로 가정되었다. 또한, 연구변인의 사전시점 변인의 효과를 통제해주기 위하여 중1 개인공부시간과 사교육시간, 학업성취도 역시 동일한 구조로 모형에 반영하였다.

이때, 선행연구분석을 통해 개인공부시간 및 사교육시간과 학업성취도에 동시에 영향을 미치는 것으로 확인된 공변인을 경향점수 산출에 활용하였다. 사전공변인을 포함한 주요 변인의 목록은 <표 4>와 같다. 정적편포를 보이는 월평균 가계소득(왜도 5차=7.07, 6차=9.59)의 경우 1을 더한

후 로그변환 하였다. 또, 하나의 구인(construct)을 측정하는 하위 문항들은 신뢰도(Cronbach's α)를 확인한 후에 최소값이 0이 되도록 1을 뺀 후 평균을 계산했다. 강남3구 거주 여부, 첫째 여부 등의 변인들은 더미변인(dummy variable)으로 변환하였다.

구분	변인 명	문항 내용 및 설명	변인활용
종속변인			
	수학 학업성취도	수학 수직적도 점수	-
독립변인			
	수학 개인공부시간	과목별로 “일주일”동안 혼자 숙제를 하거나 공부하는 시간은 어느 정도 되는지 표시해 주십시오.	4개 범주로 범주화
	수학 사교육시간	지난 1년동안 사교육(방과후 학교 및 EBS를 제외한 학원, 과외, 학습지 등)을 받은 경험이 있습니까? 사교육을 받은 경험이 있는 학생들은 각 과목별로 “일주일”에 평균 몇 시간 참여하는지 표시해 주십시오	4개 범주로 범주화
통제변인			
개인 특성 변인	수학 수업태도	“학교 수학 수업시간에 집중한다”	평균 (4차 $\alpha=.890$, 5차 $\alpha=.901$)
		“학교 수학 수업시간에 적극적으로 참여한다”	
		“학교 수학 숙제를 꼬박꼬박 한다”	
		“학교 수학 수업시간에 배운 것을 복습한다”	
	“학교 수학 수업시간에 배울 내용을 미리 예습한다”		
학습흥미	“나는 공부하는 것이 재미있다”	-	
자기 통제력	“누가 지켜보지 않아도 정해진 규칙이나 지시를 잘 따른다”	평균 (4차 $\alpha=.830$, 5차 $\alpha=.840$)	
	“주어진 과제가 어려워도 쉽게 포기하지 않는다”		
	“일을 하기 전에 항상 생각을 먼저하고 행동한다”		
성취목표	“나에게는 꼭 이루고 싶은 분명한 목표가 있다”	평균 (4차 $\alpha=.903$, 5차 $\alpha=.901$)	
	“나는 목표를 이루기 위해 어떻게 해야 하는지 알고 있다”		

구분	변인 명	문항 내용 및 설명	변인활용
		“나는 목표를 이루기 위해 열심히 노력하고 있다”	
		“내가 하는 공부는 내 미래 목표를 이루는데 도움을 줄 것이다”	
		“우리 선생님은 내 미래 목표를 잘 알고 긍정적으로 생각하신다”	
		“내 미래 목표가 이뤄진다면 사회 공헌도 할 수 있다고 생각한다”	
	특목고 진학 계획	앞으로 중학교를 졸업한 후에 어떤 고등학교에 진학할 계획입니까?	특목고=1, 나머지=0
	사교육 효과인식	(사교육을 받은 경우) 사교육이 자신의 성적 향상에 도움이 된다고 생각하십니까?	-
	방과 후 학교 참여여부	이번 학기에 방과후학교에 참여한 적이 있습니까?	있다=1, 없다=0
대인 관계 특성 변인	부모관계	“내가 공부하는 것을 도와주신다”	평균 (4차 $\alpha=.940$, 5차 $\alpha=.940$)
		“내가 숙제를 하는지 안 하는지 확인하신다”	
		“학교생활에 대해서 관심을 가지고 물어보신다”	
		“학교 공부를 열심히 하도록 격려해주신다”	
		“나와 많은 시간을 함께 보내려고 노력하신다”	
		“나에게 사랑과 애정을 보이신다”	
		“나를 잘 이해해 주신다”	
		“나와 서로의 일상에 대한 대화를 많이 하신다”	
		“나와 진로에 대한 대화를 많이 하신다”	
		“나와 친구관계에 대한 대화를 많이 하신다”	
		“나와 학교성적에 대한 대화를 많이 하신다”	
		“나와 뉴스나 신문기사와 관련한 대화를 많이 하신다”	
		“내가 어려운 일이 생겼을 때 가장 먼저 상의하는 분이다”	
	수학	“수업을 열심히 하신다”	평균

구분	변인 명	문항 내용 및 설명	변인활용
	교사인식	“수학에 대한 지식이 많으시다”	(5차 $\alpha=.934$ 6차 $\alpha=.930$)
		“수업내용을 알기 쉽게 잘 가르치신다”	
		“학생들이 열심히 공부하기를 원하신다”	
		“학생들의 높은 성취 수준을 기대하신다”	
		“과제를 꼼꼼하게 검사하신다”	
		“학생들이 수업 중에 얼마나 잘 이해하고 있는지 확인하신다”	
배경 변인	로그 월평균 가계소득	가정의 월 평균 전체 가구소득(상여급, 재산소득, 생활보조금 등도 포함)은 어느 정도입니까?	1을 더한 후 로그변환
	부모 학력평균	부모님(보호자)께서는 학교를 어디까지 다니셨습니까?	연수로 변환 후 평균
	거주지역 (강남3구)	학생이 살고 있는 거주지역은 어디입니까?	강남3구=1, 나머지=0
	첫째 여부	설문지를 가져 온 자녀는 총 자녀 중에 몇째 자녀입니까?	첫째=1, 나머지=0

<표 4> 주요변인 목록

IV. 연구 결과

1. 기술통계

전술하였듯 처치변인인 개인공부시간과 사교육시간은 그 의미와 빈도분포를 고려하여 각각 네 범주를 갖는 서열형 범주변인으로 재정의했다. 중학교 2~3학년 시기의 개인공부시간과 사교육시간의 범주별 빈도는 <표 5>와 같다.

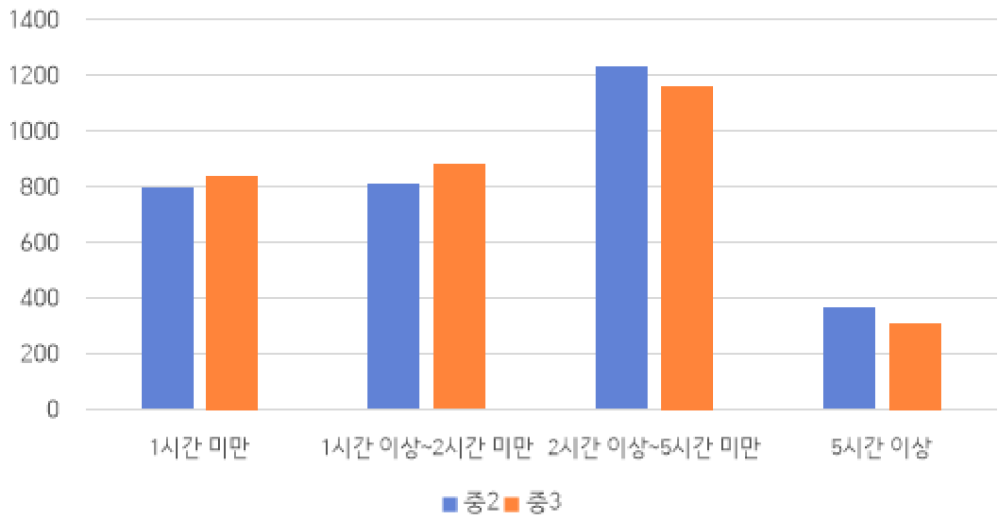
			1시간 미만	1시간 이상 ~2시간 미만	2시간 이상 ~5시간 미만	5시간 이상	총계
개인 공부	중2	빈도	790	804	1229	363	3186
		비율	24.8%	25.2%	38.6%	11.4%	100%
	중3	빈도	839	878	1161	308	3186
		비율	26.3%	27.6%	36.4%	9.7%	100%
			미참여	2시간 미만	2시간 이상 ~5시간 미만	5시간 이상	총계
사교육	중2	빈도	990	449	875	872	3186
		비율	31.1%	14.1%	27.5%	27.4%	100%
	중3	빈도	954	389	953	890	3186
		비율	29.9%	12.2%	29.9%	27.9%	100%

<표 5> 중2~3시기 개인공부시간과 사교육시간의 범주별 빈도

<그림 4>와 <그림 5>는 중학교 2학년 시점과 중학교 3학년 시점의 개인공부시간 및 사교육시간의 범주별 빈도를 비교한 그림이다. 개인공부시간의 경우 ‘1시간 미만’과 ‘1시간 이상 2시간 미만’의 범주에 속하는 학생들이 중학교 2학년 시점에 비해 중학교 3학년 시점에 다소 늘었으며, 이

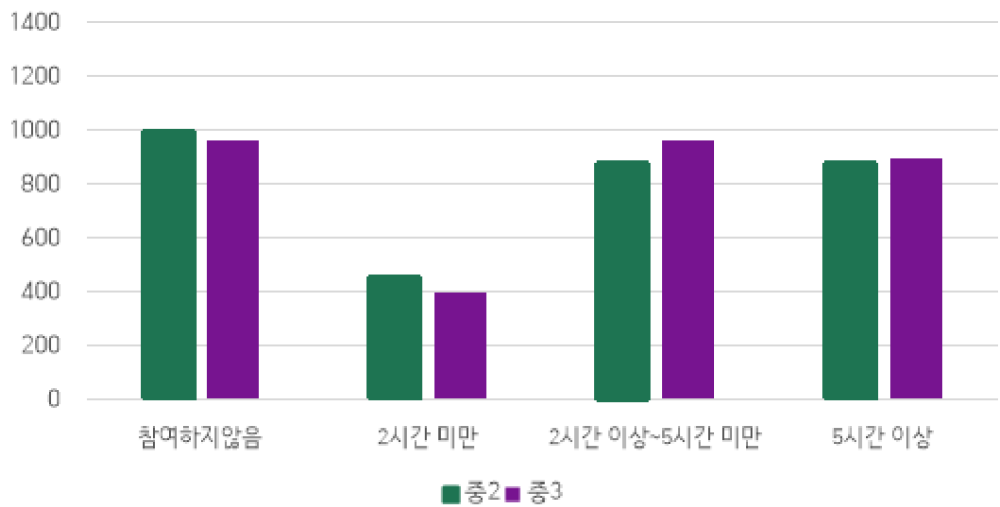
에 반해 ‘2시간 이상 5시간 미만’과 ‘5시간 이상’의 범주에 속하는 학생의 수는 다소 줄어들었다. 반면 사교육시간의 경우 ‘1시간 미만’과 ‘1시간 이상 2시간 미만’의 범주에 속하는 학생들이 중학교 2학년 시점에 비해 중학교 3학년 시점에 다소 줄어들었으며, 이에 반해 ‘2시간 이상 5시간 미만’과 ‘5시간 이상’의 범주에 속하는 학생의 수는 다소 늘어났다. 이를 통해 볼 때, 중학교 2학년 시점에 비해 중학교 3학년 시점에 개인공부를 덜 오래 하고, 사교육에 더 오래 참여한다는 것을 확인할 수 있다.

개인공부시간



<그림 4> 중2~3시기 개인공부시간의 범주별 빈도

사교육시간



<그림 5> 중2~3시기 사교육시간의 범주별 빈도

처치변인을 제외한 결과변인 및 공변인의 기술통계는 <표 6>과 같다.

	N	최소	최대	평균	표준 편차	왜도	첨도	결측 비율(%)	
결과변인									
중2 수학수직척도점수	3186	162	505	339.79	58.80	0.48	-0.16	0.00	
중3 수학수직척도점수	3186	176	515	357.69	63.80	0.53	-0.50	0.00	
공변인									
중1 수학수직척도점수	3170	140	500	337.18	58.67	0.23	0.21	0.50	
중1 수학 사교육 시간	3061	0	8	3.10	2.72	0.44	-1.06	3.92	
중1 수학 개인공부시간	3123	1	9	3.21	2.13	1.21	0.88	1.98	
공부의 즐거움	중1	3165	0	4	1.93	1.10	-0.03	-0.49	0.66
	중2	3177	0	4	1.89	1.05	0.00	-0.33	0.28
자기통제력	중1	3162	0	4	2.62	0.81	-0.10	-0.04	0.75
	중2	3172	0	4	2.58	0.75	-0.03	0.27	0.44
성취목표	중1	3146	0	4	2.83	0.81	-0.43	0.17	1.26
	중2	3169	0	4	2.67	0.81	-0.30	0.18	0.53
특목고 진학목표	중1	3186	0	1	0.19	0.40	-	-	0.00
	중2	3186	0	1	0.19	0.39	-	-	0.00
사교육 효과인식	중1	2415	0	4	3.10	0.78	-0.99	1.77	24.20
	중2	2349	0	4	3.13	0.76	-1.08	2.47	26.27
부모관계	중1	3097	0	4	2.89	0.79	-0.56	0.09	2.79
	중2	3146	0	4	2.86	0.75	-0.36	-0.11	1.26
수학교사 인식	중2	3165	0	4	3.14	0.77	-0.86	0.96	0.66
	중3	3181	0	4	3.19	0.71	-0.72	0.50	0.16
수학 수업태도	중1	3146	0	4	2.77	0.93	-0.51	-0.19	1.26
	중2	3170	0	4	2.76	0.94	-0.48	-0.22	0.50
강남3구	중2	3186	0	1	0.17	0.37	-	-	0.00
거주여부	중3	3186	0	1	0.17	0.37	-	-	0.00
부모학력		3078	6	21	14.41	2.10	-0.04	-0.21	3.39
로그소득	중2	3018	0	9.05	6.06	0.64	-1.51	14.12	5.27
	중3	3057	0	9.21	6.08	0.64	-1.34	13.95	4.05
첫째여부		3186	0	1	0.46	0.50	-	-	0.00
방과후학교참여	중2	2756	0	1	0.23	0.42	-	-	13.50
	중3	2973	0	1	0.23	0.42	-	-	6.69

<표 6> 결과변인 및 공변인 기술통계

시점별 수학 개인공부시간, 수학 사교육시간, 수학 학업성취도의 상관행렬은 <표 7>에 제시하였다. 이때 연속변인간 상관은 일반적인 피어슨 적률상관으로 제시하였으나, 범주변인과 범주변인의 상관은 다분상관으로, 범주변인과 연속변인의 상관은 다연상관으로 제시하였다. 다분상관과 다연상관은 R package ‘polycor’(Fox & Fox, 2019)를 이용하여 계산하였다. 제시된 상관계수들은 모두 유의확률 0.001 수준에서 통계적으로 유의했다.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 중1 개인공부시간	1								
2. 중2 개인공부시간	.463	1							
3. 중3 개인공부시간	.441	.578	1						
4. 중1 사교육시간	.246	.242	.225	1					
5. 중2 사교육시간	.264	.367	.322	.548	1				
6. 중3 사교육시간	.256	.354	.399	.449	.654	1			
7. 중1 학업성취도	.286	.347	.364	.383	.409	.413	1		
8. 중2 학업성취도	.283	.382	.383	.349	.455	.438	.673	1	
9. 중3 학업성취도	.266	.369	.406	.317	.399	.470	.629	.722	1

<표 7> 시점별 수학 개인공부시간, 사교육시간, 학업성취도의 상관행렬

시점간 자기상관은 학업성취도(.673~.722), 사교육시간(.548~.654), 개인 공부시간(.463~.578,) 순으로 높게 나타났다. 또, 동일시점 개인공부시간과 사교육시간의 상관은 .246~.399 정도로 나타났으며, 이는 학년이 올라갈수록 증가하는 추세를 보였다. 동일시점 학업성취도와 학업시간의 상관은 사교육시간(.383~.470)이 개인공부시간(.286~.406)보다 큰 것으로 보이는데, 이 역시 학년이 올라갈수록 그 값이 점점 커지는 추세를 보인다. 이전 시점의 학업성취도와 이후 시점 학업시간의 상관 역시 사교육시간 (.409~.438)이 개인공부시간(.347~.383)보다 더 큰 것으로 나타났다.

2. 일반화 경향점수 추정 및 역확률가중치 산출⁴⁾

가. 일반화 경향점수 추정

일반화 경향점수를 추정하기 위하여 서열형 변인으로 변환한 각 학습시간에 속할 확률을 연구모형에서 설정한 공변인을 통해 예측하는 누적 프로빗 모형을 분석하였다. 분석은 R package ‘VGAM’(Yee, 2010)의 “vglm” 함수를 활용하였다. 또한, 해석의 편의상 “reverse=TRUE” 옵션을 지정했다. 이는 각 모형방정식에서 $P(Y \leq 2)$, $P(Y \leq 1)$, $P(Y \leq 0)$ (의 프로빗 연결함수)를 추정하는 것이 아니라, $P(Y \geq 1)$, $P(Y \geq 2)$, $P(Y \geq 3)$ (의 프로빗 연결함수)를 추정하도록 하는 것을 의미한다. 이러한 변환을 통해 추정하였을 때, 어떤 설명변인의 회귀계수가 양의 값이라는 것은 해당 설명변인의 값이 증가하면 결과변인의 값이 더 클 가능성이 높아진다는 의미가 된다(Yee, 2010).

Likelihood Ratio Test를 통해 평행성 가정의 충족을 확인하였고, 그 결과에 따라 중학교 2학년 개인공부시간의 경우 수학수업태도 변인에 대해서만 모형방정식별로 계수 값을 각각 추정하도록 하였다. 공변인을 통해 중학교 2학년 시점 수학 개인공부시간을 예측한 분석결과는 <표 8>과 같다. ‘:1’, ‘:2’, ‘:3’으로 구분되어 제시된 결과는 평행성 가정이 충족하지 않는 변인에 대한 각 모형방정식의 추정치다.

아래 결과를 볼 때, 중1 수학수업태도, 중1 특목고 진학계획, 부모학력, 중1 학습흥미, 강남3구 거주 여부, 로그 가계소득은 중학교 2학년 시점 개인공부시간을 정적으로 예측하는 것으로 나타났다. 이는 이전 시점의 수학수업태도가 좋거나, 이전 시점에 특목고 진학계획이 있었거나, 부모학력이나 학습흥미가 더 높거나, 강남 3구에 거주하거나, 로그변환한 가계소득

4) 일반화 경향점수 추정 및 (안정화)역확률가중치 산출은 다중대체를 통해 생성한 다섯 세트의 완전자료마다 별도로 수행되었다. 해당 절에서는 하나의 세트에 대한 추정 및 산출 결과를 예시하였다.

이 높은 학생들이 혼자 공부하는 시간이 더 길다는 뜻으로 이해할 수 있다.

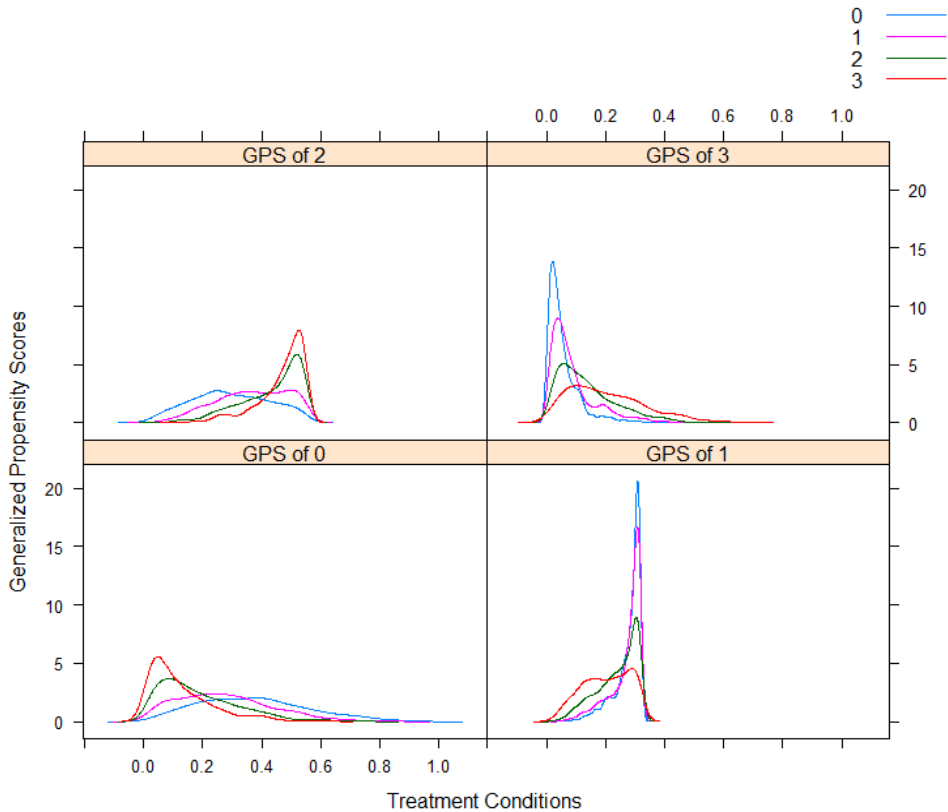
중2 개인공부시간		Estimate	S.E.	z value	Pr(> z)	
	(절편):1	-3.193	0.237	-13.494	0.000	***
	(절편):2	-4.012	0.239	-16.774	0.000	***
	(절편):3	-5.112	0.261	-19.556	0.000	***
	수학수업태도:1	0.316	0.033	9.486	0.000	***
	수학수업태도:2	0.320	0.032	9.852	0.000	***
	수학수업태도:3	0.218	0.044	4.990	0.000	***
	자기조절	0.030	0.033	0.920	0.357	
사 전	특목고진학계획	0.321	0.051	6.286	0.000	***
	부모학력	0.083	0.011	7.728	0.000	***
	학습흥미	0.080	0.022	3.691	0.000	***
	사교육효과인식	0.017	0.025	0.681	0.496	
	성취목표	0.060	0.032	1.870	0.061	.
	부모관계	0.022	0.031	0.729	0.466	
		강남3구거주	0.294	0.055	5.371	0.000
동 시	로그가계소득	0.208	0.035	5.892	0.000	***
	수학교사인식	0.007	0.027	0.278	0.781	
	방과후학교참여	0.018	0.046	0.397	0.691	

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

<표 8> 중2 개인공부시간 누적 프로빗 모형 분석 결과

이어서 공통영역 가정 충족 여부를 검증하기 위하여 처치조건별로 각 처치조건에 속할 확률이 서로 겹치는 부분이 있는지 확인하였다(Liete, 2016). 앞서 제시한 중학교 2학년 시점의 수학 개인공부시간에 대한 누적 프로빗 분석 결과를 통해 각 개체들이 4개의 처치조건에 속할 확률을 예측하였다. <그림 6>은 처치조건에서 각 처치조건에 속할 확률에 대한 커널밀도플롯이다⁵⁾. 그림에서 0, 1, 2, 3은 중학교 2학년 시점의 수학 개인

공부시간의 각 값을 의미한다. 가령 오른쪽 상단에 있는 ‘GPS of 3’은 각 처치조건에 속하는 개체들(서로 다른 색으로 구분, 우측 상단에 범례 표기)이 처치조건 3, 즉 ‘5시간 이상’의 범주에 속할 확률을 커널밀도플롯으로 도시한 것이다. 분석 및 예측 방식의 특성상 각 처치조건에서는 해당 조건에 속할 확률이 상대적으로 높게 추정되는 경향이 있었으나, 확률의 분포는 서로 겹쳐 있다. 이를 통해 볼 때 공통영역 가정은 충족된다고 볼 수 있다.



<그림 6> 중학교 2학년 개인공부시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯

5) 커널밀도플롯의 특성상 스무딩(smoothing) 과정에서 0 이하의 값을 보이는 사례가 존재하는 것처럼 보이나, 실제로 모든 사례는 각 처치조건에 속할 확률이 0과 1 사이의 정상적인 값을 보였다.

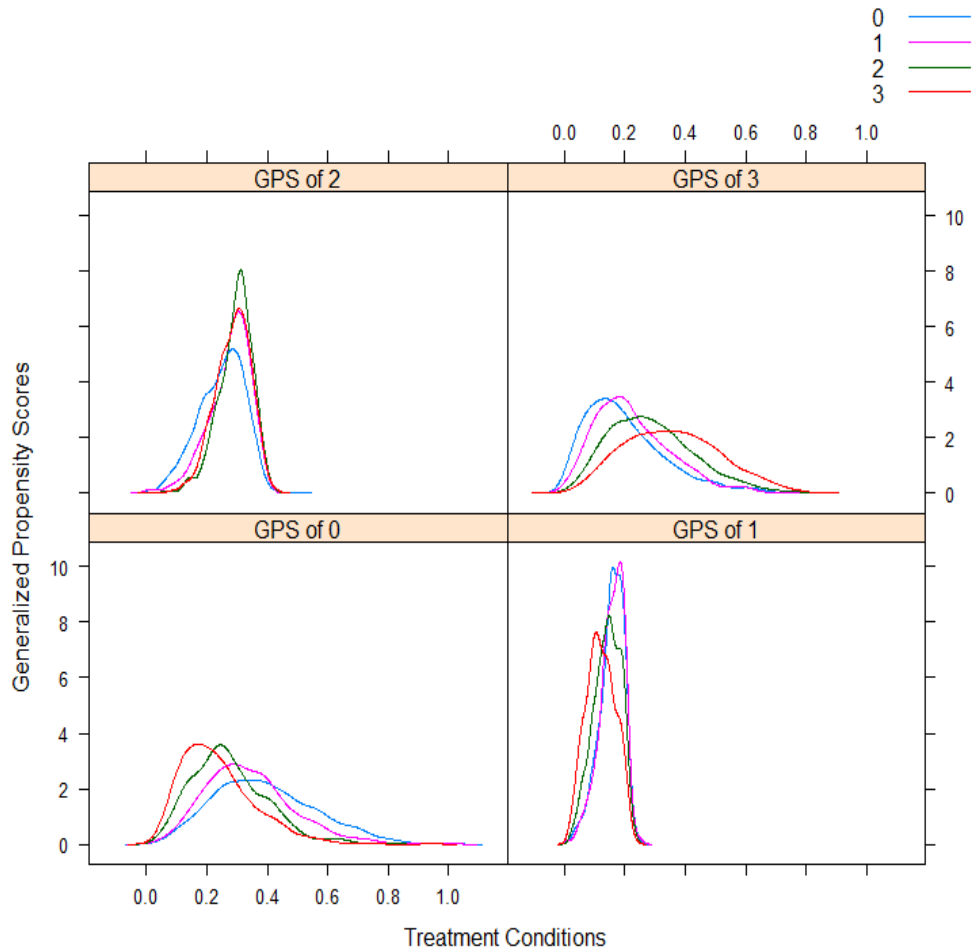
마찬가지로 중학교 2학년 사교육시간에 대해서도 Likelihood Ratio Test 를 통해 평행성 가정의 충족을 확인하였다. 그 결과에 따라 자기조절, 부모학력, 부모관계, 강남3구 거주여부, 로그가계소득, 방과후학교참여 여부 변인에 대하여 모형방정식별로 계수 값을 각각 추정하도록 하였다. 공변인을 통해 중학교 2학년 시점 수학 사교육시간을 예측한 누적 프로빗 분석 결과는 <표 9>와 같다.

아래 결과를 볼 때, 중1 수학수업태도, 중1 특목고 진학계획, 부모학력, 강남3구 거주 여부, 로그 가계소득은 중학교 2학년 시점 사교육시간을 정적으로 예측하는 것으로 나타났다. 이에 반해 중1 학습흥미, 중1 성취목표, 중2 방과후 학교 참여 여부는 오히려 부적인 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 이전 시점의 수학수업태도가 좋거나, 이전 시점에 특목고 진학계획이 있었거나, 부모학력이 더 높거나, 강남 3구에 거주하거나, 로그변환한 가계소득이 높은 학생들이 혼자 공부하는 시간이 더 길다는 뜻으로 이해할 수 있다. 그러나 이전 시점의 학습흥미나 성취목표가 더 높을수록 사교육에는 오히려 덜 오래 참여하는 것으로 나타났다. 또, 방과후 학교 참여 역시 사교육 시간을 낮추는 것으로 나타났는데, 이는 방과후 학교 참여로 인해 사교육에 참여할 필요를 덜 느끼거나, 사교육에 더 오래 참여할 시간이 부족하기 때문인 것으로 해석해볼 수 있다. 한편 자기조절 변인은 세 번째 모형 방정식, 즉 수학 사교육을 ‘5시간 이상’ 참여하는지의 여부에만 정적인 효과를 보이는 것으로 나타났다.

중2 사교육		Estimate	S.E.	z value	Pr(> z)	
	(절편):1	-2.828	0.281	-10.052	0.000	***
	(절편):2	-3.882	0.279	-13.895	0.000	***
	(절편):3	-4.449	0.309	-14.419	0.000	***
	수학수업태도	0.228	0.029	7.885	0.000	***
	자기조절:1	-0.067	0.039	-1.717	0.086	.
	자기조절:2	-0.044	0.037	-1.176	0.240	
	자기조절:3	0.083	0.040	2.086	0.037	*
	특목고진학계획	0.288	0.052	5.522	0.000	***
사 전	부모학력:1	0.033	0.013	2.495	0.013	*
	부모학력:2	0.063	0.013	4.993	0.000	***
	부모학력:3	0.077	0.014	5.602	0.000	***
	학습흥미	-0.073	0.022	-3.304	0.001	***
	사교육효과인식	0.228	0.026	8.763	0.000	***
	성취목표	-0.097	0.033	-2.989	0.003	**
	부모관계:1	-0.052	0.037	-1.403	0.161	
	부모관계:2	-0.032	0.035	-0.914	0.361	
	부모관계:3	-0.124	0.038	-3.298	0.001	***
동 시	강남3구거주:1	0.047	0.070	0.673	0.501	
	강남3구거주:2	0.151	0.066	2.290	0.022	*
	강남3구거주:3	0.256	0.066	3.877	0.000	***
	로그가계소득:1	0.370	0.045	8.146	0.000	***
	로그가계소득:2	0.381	0.044	8.612	0.000	***
	로그가계소득:3	0.288	0.048	6.003	0.000	***
	수학교사인식	0.022	0.027	0.797	0.426	
	방과후학교참여:1	-0.272	0.056	-4.846	0.000	***
	방과후학교참여:2	-0.272	0.055	-4.942	0.000	***
	방과후학교참여:3	-0.090	0.060	-1.506	0.132	

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

<표 9> 중2 사교육시간 누적 프로빗 모형 분석 결과



<그림 7> 중학교 2학년 사교육시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯

중학교 2학년 시점 사교육시간에 대한 공통영역 가정 충족 여부를 검증하기 위하여 개체들이 실제로 속한 처치조건별로 각 처치조건에 속할 확률이 서로 겹치는 부분이 있는지 <그림 7>을 통해 확인하였다. 역시 확률의 분포는 서로 상당히 겹쳐 있어, 공통영역 가정을 충족한다고 판단하였다.

중학교 3학년 개인공부시간에 대하여도 Likelihood Ratio Test를 통해 평행성 가정의 충족을 확인하였고, 그 결과에 따라 수학수업태도, 자기조절 변인에 대하여 모형방정식별로 계수 값을 각각 추정하도록 하였다. 공변인을 통해 중학교 3학년 시점 수학 개인공부시간을 예측한 분석결과는 <표 10>과 같다.

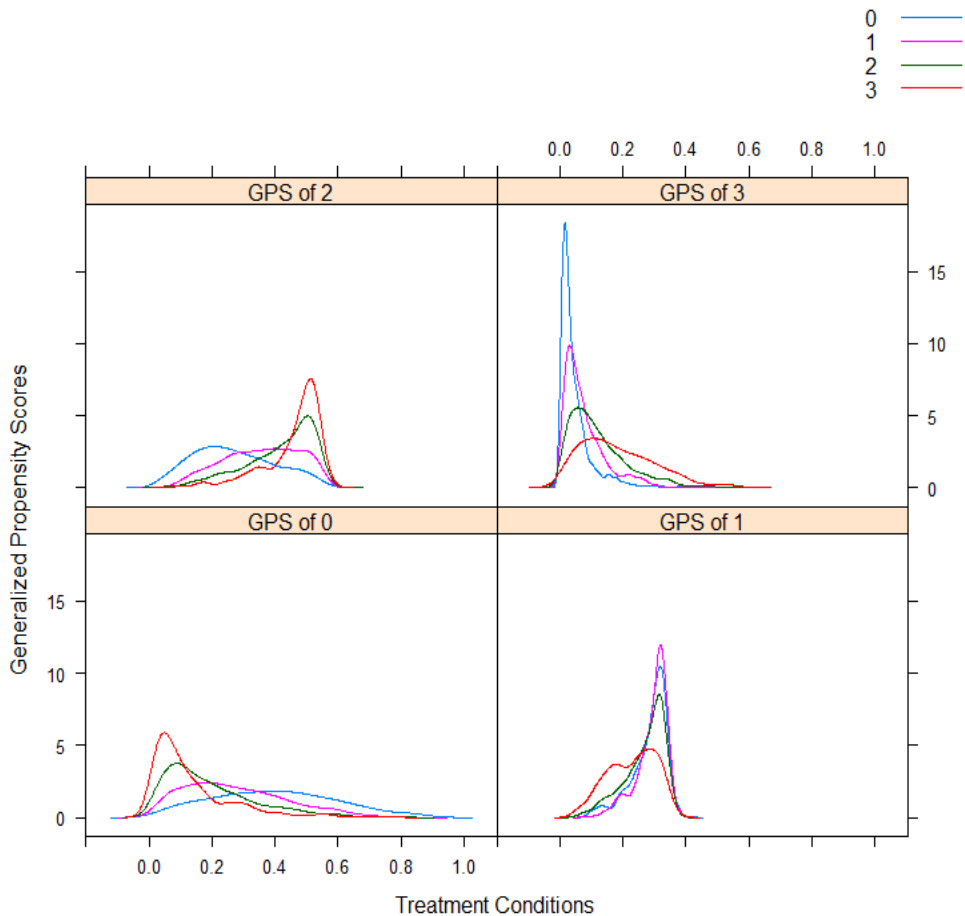
중3 개인공부		Estimate	S.E.	z value	Pr(> z)	
	(절편):1	-3.408	0.240	-14.173	0.000	***
	(절편):2	-4.188	0.241	-17.354	0.000	***
	(절편):3	-5.439	0.271	-20.065	0.000	***
	수학수업태도:1	0.379	0.033	11.342	0.000	***
	수학수업태도:2	0.297	0.032	9.272	0.000	***
	수학수업태도:3	0.167	0.047	3.534	0.000	***
	자기조절:1	-0.002	0.043	-0.054	0.957	
	자기조절:2	0.050	0.040	1.249	0.212	
사	자기조절:3	0.140	0.054	2.608	0.009	**
전	특목고진학계획	0.208	0.054	3.843	0.000	***
	부모학력	0.103	0.011	9.497	0.000	***
	학습흥미	0.071	0.022	3.187	0.001	**
	사교육효과인식	0.107	0.026	4.091	0.000	***
	성취목표	-0.005	0.031	-0.165	0.869	
	부모관계	0.044	0.032	1.387	0.165	
	강남3구거주	0.284	0.054	5.224	0.000	***
동	로그가계소득	0.126	0.035	3.636	0.000	***
시	수학교사인식	0.070	0.030	2.350	0.019	*
	방과후학교참여	0.010	0.047	0.202	0.840	

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

<표 10> 중3 개인공부시간 누적 프로빗 모형 분석 결과

위 결과를 볼 때, 중2 수학수업태도, 중2 특목고 진학계획, 부모학력, 학습흥미, 사전 사교육 효과 인식, 강남3구 거주 여부, 로그 가계소득, 중2

시점 수학교사인식은 중학교 3학년 시점 개인공부시간을 정적으로 예측하는 것으로 나타났다. 이는 이전 시점의 수학수업태도가 좋거나, 특목고 진학계획이 있었거나, 학습흥미나 부모학력이 더 높거나, 사교육이 성적향상에 효과적이라고 인식하거나, 강남 3구에 거주하거나, 로그변환한 가계소득이 높거나, 현재 수학 교사에 대해 긍정적으로 인식할수록 학생들이 혼자 공부하는 시간이 더 길다는 뜻으로 이해할 수 있다. 한편 자기조절 변인은 세 번째 모형 방정식, 즉 수학을 '5시간 이상' 혼자 공부하는지의 여부에만 정적인 효과를 보이는 것으로 나타났다.



<그림 8> 중학교 3학년 개인공부시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯

중학교 3학년 시점 개인공부시간에 대한 공통영역 가정 충족 여부를 검증하기 위하여 개체들이 실제로 속한 처치조건별로 각 처치조건에 속할 확률이 서로 겹치는 부분이 있는지 <그림 8>을 통해 확인하였다. 역시 확률의 분포는 서로 상당히 겹쳐 있어, 공통영역 가정을 충족한다고 판단하였다.

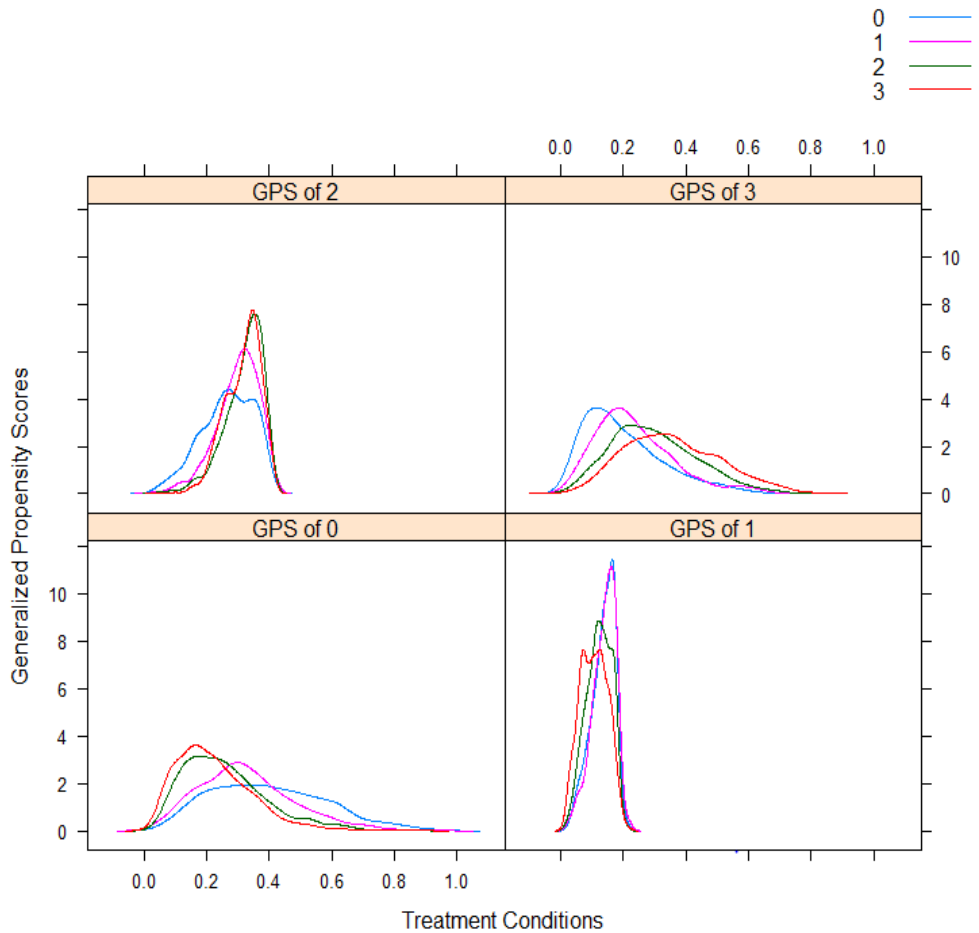
중학교 3학년 사교육시간에 대하여 Likelihood Ratio Test를 통해 평행성 가정의 충족을 확인한 결과에 따라 수학수업태도, 부모학력, 사교육효과인식, 강남3구 거주여부 변인에 대하여 모형방정식별로 계수 값을 각각 추정하도록 하였다. 공변인을 통해 중학교 3학년 시점 수학 사교육시간을 예측한 분석결과는 <표 11>과 같다.

아래 결과를 볼 때, 중2 수학수업태도, 중2 특목고 진학계획, 부모학력, 강남3구 거주 여부, 로그 가계소득은 중학교 3학년 시점 사교육시간을 정적으로 예측하는 것으로 나타났다. 이에 반해 중2 자기조절, 중2 성취목표, 중3 방과후 학교 참여 여부는 오히려 부적인 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 이전 시점의 수학수업태도가 좋거나, 이전 시점에 특목고 진학계획이 있었거나, 부모학력이 더 높거나, 강남 3구에 거주하거나, 로그변환한 가계소득이 높은 학생들이 사교육에 참여하는 시간이 더 길다는 뜻으로 이해할 수 있다. 그러나 이전 시점의 자기조절이나 성취목표가 더 높을수록 사교육에는 오히려 덜 오래 참여하는 것으로 나타났다. 또, 방과후 학교 참여 역시 중학교 2학년 시점과 마찬가지로 사교육 시간을 낮추는 것으로 나타났다. 한편 강남3구 거주 여부 변인은 세 번째 모형 방정식, 즉 수학 사교육을 ‘5시간 이상’ 참여하는지의 여부에만 정적인 효과를 보이는 것으로 나타났다.

중3 사교육시간		Estimate	S.E.	z value	Pr(> z)	
	(절편):1	-3.014	0.260	-11.577	0.000	***
	(절편):2	-3.726	0.259	-14.405	0.000	***
	(절편):3	-4.289	0.275	-15.607	0.000	***
	수학수업태도:1	0.254	0.031	8.126	0.000	***
	수학수업태도:2	0.272	0.031	8.873	0.000	***
	수학수업태도:3	0.182	0.033	5.552	0.000	***
	자기조절	-0.069	0.035	-1.995	0.046	*
	특목고진학계획	0.249	0.056	4.485	0.000	***
사 전	부모학력:1	0.050	0.013	3.788	0.000	***
	부모학력:2	0.076	0.013	5.994	0.000	***
	부모학력:3	0.081	0.013	6.050	0.000	***
	학습흥미	-0.044	0.023	-1.937	0.053	.
	사교육효과인식:1	0.278	0.031	8.832	0.000	***
	사교육효과인식:2	0.245	0.031	7.886	0.000	***
	사교육효과인식:3	0.187	0.035	5.390	0.000	***
	성취목표	-0.106	0.031	-3.414	0.001	***
	부모관계	-0.018	0.032	-0.566	0.571	
동 시	강남3구거주:1	-0.027	0.070	-0.381	0.703	
	강남3구거주:2	0.095	0.067	1.432	0.152	
	강남3구거주:3	0.286	0.065	4.383	0.000	***
	로그가계소득	0.277	0.037	7.501	0.000	***
	수학교사인식	0.085	0.030	2.827	0.005	**
	방과후학교참여	-0.251	0.048	-5.217	0.000	***

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

<표 11> 중3 사교육시간 누적 프로빗 모형 분석 결과



<그림 9> 중학교 3학년 사교육시간 처치조건별 각 처치에 대한 확률 커널밀도플롯

중학교 3학년 시점 사교육시간에 대한 공통영역 가정 충족 여부를 검증하기 위하여 개체들이 실제로 속한 처치조건별로 각 처치조건에 속할 확률이 서로 겹치는 부분이 있는지 확인하였다. 마찬가지로 확률의 분포는 서로 상당히 겹쳐 있어, 공통영역 가정을 충족한다고 판단하였다.

앞서 중학교 2~3학년 시점 개인공부시간과 사교육시간에 대한 누적 프로빗 모형을 바탕으로 산출한 경향점수는 <표 12>와 같다.

	처치변인	최솟값	1분위수	중윗값	평균	3분위수	최댓값
일반화 경향 점수	중2 개인공부시간	0.011	0.255	0.315	0.350	0.475	0.946
	중2 사교육시간	0.005	0.209	0.306	0.323	0.398	0.994
	중3 개인공부시간	0.006	0.264	0.334	0.354	0.468	0.887
	중3 사교육시간	0.007	0.216	0.324	0.331	0.401	0.945

<표 12> 시점별 개인공부시간 및 사교육시간에 대한 일반화 경향점수

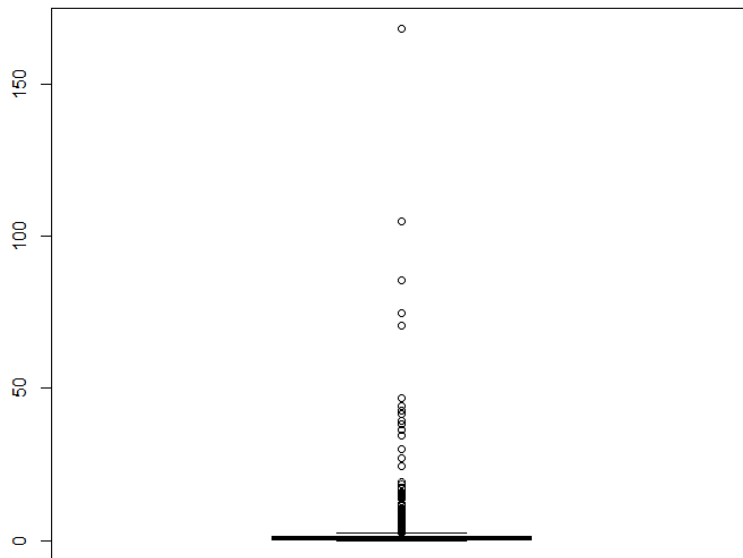
나. 안정화역확률가중치 산출

앞서 추정된 일반화 경향점수를 바탕으로 산출한 역확률가중치(IPTW) 및 안정화역확률가중치(SIPTW)는 <표 13>과 같다.

	처치변인	최솟값	1분위수	중윗값	평균	3분위수	최댓값
역확률 가중치	중2 개인공부시간	1.058	2.106	3.176	4.001	3.914	92.422
	중2 사교육시간	1.006	2.515	3.270	4.094	4.779	212.381
	중3 개인공부시간	1.128	2.138	2.990	4.118	3.794	155.202
	중3 사교육시간	1.058	2.492	3.084	4.049	4.633	140.712
	곱 가중치	1.900	53.800	114.700	472.400	259.100	337145
안정화 역확률 가중치	중2 개인공부시간	0.173	0.727	0.824	0.998	1.052	22.917
	중2 사교육시간	0.313	0.705	0.866	1.022	1.101	58.128
	중3 개인공부시간	0.170	0.703	0.845	1.020	1.039	15.822
	중3 사교육시간	0.317	0.705	0.859	1.013	1.100	39.307
	곱 가중치	0.004	0.351	0.639	1.408	1.163	168.121

<표 13> 시점별 개인공부시간 및 사교육시간에 대한 가중치

앞서 3장에서 설명했듯, 역확률가중치의 곱가중치는 전체적으로 매우 큰 값을 보였으며 최대값은 387714.5로 나타났다. 일부 이상치를 제외하기 위해 5% 절사평균을 계산한 결과는 189.512로, 여전히 매우 큰 값이다. 이에 반해 안정화역확률가중치의 곱가중치는 최대값은 168.121로 여전히 큰 값이 산출되었으나, 5% 절사평균은 0.842였다. 전체표본의 안정화역확률가중치 상자도표는 <그림 10>과 같다.



<그림 10> 안정화역확률가중치(전체표본)

안정화 이후에도 여전히 10보다 큰 가중치를 보이는 68명의 사례를 제외하였다⁶⁾. 이때 분석에서 제외된 사례가 속한 처치조건빈도와 결과변인인 학업성취도의 기술통계치는 각각 <표 14>, <표 15>와 같다.

6) 전술하였듯, 다섯 개의 다중대체 세트 중 하나의 세트에서라도 10보다 큰 가중치를 보이는 사례를 제외하였다.

			1시간 미만	1시간 이상 ~2시간 미만	2시간 이상 ~5시간 미만	5시간 이상	총계
개인 공부	중2	빈도	27	13	21	7	68
		비율	39.7%	19.1%	30.9%	10.3%	100%
	중3	빈도	23	8	22	15	68
		비율	33.8%	11.8%	32.4%	22.1%	100%
			미참여	2시간 미만	2시간 이상 ~5시간 미만	5시간 이상	총계
사교 육	중2	빈도	34	7	10	17	68
		비율	50%	10.3%	14.7%	25%	100%
	중3	빈도	27	6	16	19	68
		비율	39.7%	8.8%	23.5%	27.9%	100%

<표 14> 분석제외 사례의 시점별 개인공부시간 및 사교육시간 범주 빈도

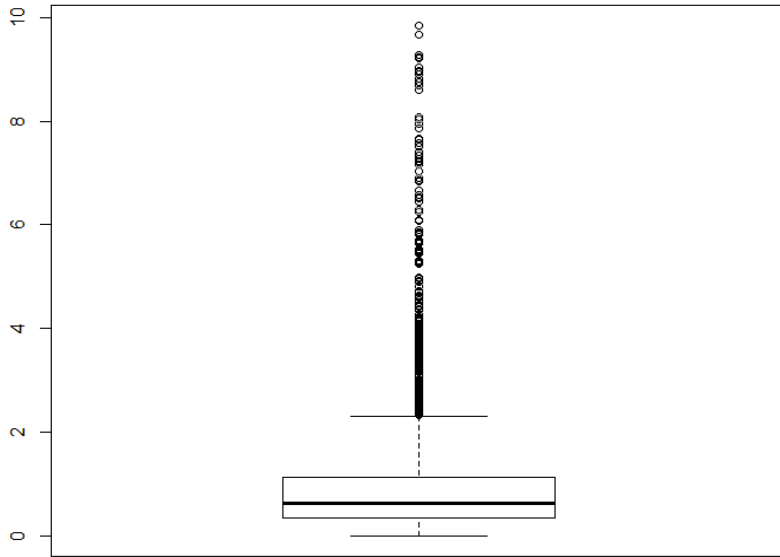
	N	최소값	최대값	평균	표준편차	왜도	첨도
중2 성취도	68	162	505	329.19	64.811	.505	.312
중3 성취도	68	263	515	350.40	67.934	.941	.011

<표 15> 분석제외 사례의 시점별 학업성취도 기술통계치

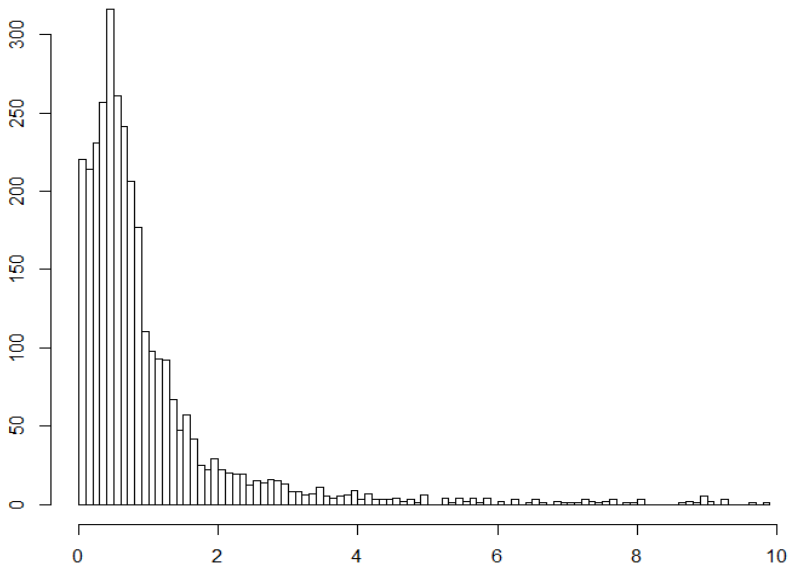
극단가중치를 제외한 후, 최종 곱가중치는 <표 16>과 같다. 또, <그림 11>과 <그림 12>는 각각 이를 상자도표와 히스토그램으로 나타낸 것이다.

	최솟값	1분위수	중윗값	평균	3분위수	최댓값
최종 곱 가중치	0.004	0.344	0.628	0.950	1.109	9.841

<표 16> 최종 곱 가중치(최종 분석표본)



<그림 11> 최종 곱 가중치 상자도표



<그림 12> 최종 곱 가중치 히스토그램

다음으로, 안정화역확률가중치를 통해 공변인 균형을 확인하였다. Imai et al., (2008)은 공변인 균형을 확인하기 위하여 조정된 표본에서 처치조건 간 평균 차이의 통계적 유의성을 t 검정이나 분산분석(ANOVA)을 통해 검정하는 것이 매우 일반화되어있으나, 이는 여러 측면에서 부적절한 방법이라고 지적했다. 이유를 크게 두 가지로 요약하면 우선 첫 번째로 t 또는 F 통계량과 같이 통계적 검증에 활용되는 통계량은 사례 수의 영향을 받는다는 점을 들 수 있다. 특히 매칭을 적용한 경우 사례 수가 급격히 줄어들 수 있는데, 이는 통계적 검증력을 감소시켜 공변인 불균형이 있는 경우에도 영가설을 기각하지 못하는 상황으로 이어질 수 있다. 반대로 가중치 방법을 적용했을 때, 가중치로 인해 조정된 표본의 크기가 기존의 표본보다 더 커진 경우에는 반대로 1종 오류, 즉 어느 정도 균형이 확보되었음에도 영가설을 기각하는 거짓 유의성이 생길 수도 있다.

그러나 보다 핵심적인 것은 두 번째 이유로, 통계적 유의성 검정의 목적과 관련이 있다. 통계적 유의성 검정의 목적은 표본의 자료를 통해 모집단에 대한 정보를 추론하는 것이다. 그러나 연구자의 관심은 모집단에서 공변인 균형이 이루어졌는지가 아니라 경향점수 방법을 통해 조정된 표본이 공변인 균형을 달성했는지 확인하는 것이다. 이 때문에 Imai et al., (2008)는 통계적 유의성을 검증하기보다는 표준화 효과크기 등과 같은, 사례수의 영향을 받지 않는 표본 자료의 요약치를 통해 공변인 균형을 확인하는 것이 타당하다고 보았다. Austin(2009)은 표준화 효과크기를 통한 공변인 균형 확인이 연속형 공변인뿐만 아니라 이분형 공변인에도 정당화될 수 있다고 지적했다.

이에 따라, 공변인 균형이 이루어졌는지 확인하기 위하여 각 처치변인의 처치조건 대비(0 : 1 / 0 : 2 / 0 : 3 / 1 : 2 / 1 : 3 / 2 : 3)별로 가중치 적용 전과 가중치 적용 후 표준화 효과크기, 즉 표준화 평균차이를 산출하였다.⁷⁾ 표준화 효과크기의 산출은 R package 'twang'(Ridgeway,

2017)의 ‘bal.stat’ 함수를 활용하였다. 표준화 효과크기를 활용한 공변인 균형의 평가에 확립된 통계적 기준이 있는 것은 아니다. 다만 표준화 효과크기는 일반적으로 .20 이하는 작은 효과, .40 이하는 중간 정도의 효과, .60 이하는 상대적으로 큰 효과를 의미하는 것으로 이해된다(Cohen, 2013). 이에 따라 공변인 균형을 평가하기 위하여 표준화 효과크기를 활용한 연구들은 .20~.25 정도를 기준으로 잡기도 하고(McCaffrey et al., 2013), 그보다 엄격하게 .1의 기준을 활용하는 연구자들도 있다(Liete, 2016). 이 연구에서도 이러한 기준을 참조하여 공변인 균형을 평가하였다. <표 17>, <표 18>, <표 19>, <표 20>은 각각 중학교 2~3학년 개인공부 시간 및 사교육시간 처치조건의 대비별로 가중치 적용 전과 가중치 적용 후 표준화 효과크기의 절대값을 나타낸 것이다.

가중치 적용 전 각 공변인은 처치조건대비별로 상당히 큰 표준화 평균 차이를 보였으나, 가중치 적용 후에는 이러한 불균형이 크게 감소했음을 <표 17>, <표 18>, <표 19>, <표 20>을 통해 확인할 수 있다. 대부분의 표준화 평균차이 값이 0.1보다 작았으며, 일부 대비에서 보인 그보다 큰 값도 0.25보다는 작았다.⁸⁾ 이를 통해 공변인 균형이 확보되었다고 평가하였다.

7) 표준화 효과크기(표준화 평균차이)는 두 처치조건(eg. 사교육 미참여 vs 사교육시간1)의 집단 평균차이를 두 집단의 통합(pooled) 표준편차로 나누어주는 방식으로 산출되었다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\frac{\overline{X_1} - \overline{X_2}}{\sqrt{S_p^2}}$$

8) 이때 산출한 표준화 효과크기는 가중치만을 고려하여 조정된 표준화 효과크기다. 이 연구에서는 인과효과 추정 모형에 공변인과 상관을 갖는 이전 시점 학습시간과 학업성취도가 함께 투입된다. 이전 시점 변인을 함께 투입하여 표준화 계수를 살펴본 결과, 투입하기 이전에 비해 표준화효과크기가 상당 부분 감소하는 것을 확인할 수 있었다.

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중1 수학태도	0.47	0.85	1.05	0.44	0.74	0.35	0.16	0.14	0.25	0.02	0.10	0.12
중1 자기조절	0.34	0.59	0.79	0.27	0.53	0.27	0.19	0.10	0.05	0.09	0.14	0.05
중1 특목고진학계획	0.25	0.57	0.97	0.36	0.69	0.30	0.10	0.15	0.02	0.06	0.08	0.13
중1 성취목표	0.31	0.57	0.74	0.27	0.50	0.27	0.16	0.19	0.07	0.01	0.10	0.12
중1 부모관계	0.33	0.54	0.68	0.23	0.39	0.18	0.20	0.10	0.06	0.11	0.27	0.17
중1 학습흥미	0.37	0.64	0.78	0.30	0.48	0.20	0.21	0.18	0.11	0.03	0.09	0.06
중1 사교육효과인식	0.20	0.41	0.44	0.22	0.29	0.07	0.04	0.11	0.06	0.07	0.02	0.05
중2 수학교사 인식	0.16	0.30	0.36	0.15	0.22	0.07	0.13	0.03	0.04	0.10	0.18	0.08
중2 방과후학교 참여	0.07	0.04	0.05	0.03	0.12	0.09	0.09	0.05	0.08	0.04	0.17	0.13
부모학력평균	0.29	0.63	0.96	0.36	0.71	0.38	0.05	0.13	0.17	0.08	0.12	0.04
강남3구 거주여부	0.14	0.29	0.56	0.16	0.40	0.22	0.03	0.05	0.10	0.02	0.13	0.15
로그가구소득	0.27	0.58	0.72	0.30	0.50	0.28	0.03	0.17	0.08	0.13	0.04	0.10

<표 17> 중학교 2학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중1 수학태도	0.15	0.38	0.59	0.25	0.50	0.25	0.10	0.06	0.13	0.04	0.04	0.07
중1 자기조절	0.02	0.06	0.30	0.09	0.33	0.24	0.03	0.22	0.15	0.20	0.12	0.08
중1 특목고진학계획	0.09	0.25	0.53	0.16	0.43	0.28	0.00	0.00	0.04	0.00	0.04	0.04
중1 성취목표	0.01	0.06	0.16	0.07	0.18	0.11	0.10	0.12	0.09	0.23	0.20	0.03
중1 부모관계	0.00	0.16	0.19	0.15	0.19	0.04	0.02	0.07	0.12	0.09	0.14	0.04
중1 학습흥미	0.01	0.02	0.18	0.03	0.17	0.20	0.01	0.17	0.15	0.18	0.15	0.02
중1 사교육효과인식	0.20	0.45	0.54	0.27	0.38	0.12	0.01	0.09	0.00	0.08	0.01	0.09
중2 수학교사 인식	0.00	0.12	0.17	0.13	0.17	0.05	0.01	0.03	0.13	0.02	0.12	0.11
중2 방과후학교 참여	0.14	0.29	0.20	0.15	0.06	0.09	0.04	0.13	0.11	0.09	0.08	0.01
부모학력평균	0.02	0.32	0.61	0.31	0.62	0.33	0.14	0.13	0.22	0.01	0.09	0.09
강남3구 거주여부	0.05	0.09	0.31	0.13	0.33	0.22	0.11	0.02	0.10	0.09	0.22	0.12
로그가구소득	0.27	0.51	0.69	0.26	0.48	0.26	0.05	0.04	0.05	0.08	0.01	0.08

<표 18> 중학교 2학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중2 수학태도	0.60	0.89	1.11	0.37	0.70	0.36	0.13	0.13	0.01	0.00	0.12	0.12
중2 자기조절	0.31	0.54	0.87	0.26	0.63	0.38	0.03	0.01	0.13	0.04	0.11	0.14
중2 특목고진학계획	0.26	0.48	0.89	0.25	0.59	0.31	0.03	0.04	0.04	0.07	0.00	0.07
중2 성취목표	0.27	0.45	0.72	0.19	0.50	0.33	0.09	0.01	0.03	0.10	0.06	0.04
중2 부모관계	0.35	0.51	0.75	0.17	0.47	0.33	0.05	0.00	0.08	0.06	0.13	0.08
중2 학습흥미	0.29	0.54	0.80	0.28	0.57	0.30	0.09	0.02	0.01	0.07	0.09	0.01
중2 사교육효과인식	0.41	0.61	0.66	0.21	0.32	0.13	0.05	0.03	0.04	0.08	0.00	0.08
중3 수학교사 인식	0.21	0.35	0.53	0.15	0.37	0.23	0.17	0.07	0.06	0.11	0.22	0.12
중3 방과후학교 참여	0.02	0.00	0.01	0.02	0.03	0.01	0.04	0.04	0.09	0.01	0.05	0.06
부모학력평균	0.32	0.65	1.05	0.36	0.78	0.43	0.02	0.00	0.24	0.02	0.22	0.24
강남3구 거주여부	0.11	0.33	0.59	0.23	0.47	0.20	0.08	0.01	0.07	0.07	0.00	0.06
로그가구소득	0.34	0.52	0.70	0.20	0.45	0.26	0.04	0.01	0.06	0.05	0.02	0.07

<표 19> 중학교 3학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중2 수학태도	0.25	0.56	0.66	0.34	0.45	0.10	0.10	0.09	0.19	0.01	0.08	0.08
중2 자기조절	0.05	0.28	0.26	0.24	0.22	0.02	0.05	0.03	0.16	0.09	0.11	0.20
중2 특목고진학계획	0.08	0.30	0.47	0.22	0.38	0.18	0.02	0.03	0.14	0.01	0.13	0.12
중2 성취목표	0.02	0.13	0.16	0.11	0.15	0.03	0.06	0.04	0.08	0.02	0.02	0.04
중2 부모관계	0.14	0.28	0.32	0.14	0.19	0.03	0.04	0.07	0.07	0.12	0.03	0.15
중2 학습흥미	0.14	0.17	0.21	0.04	0.08	0.04	0.07	0.06	0.16	0.14	0.24	0.11
중2 사교육효과인식	0.33	0.53	0.63	0.22	0.35	0.11	0.07	0.06	0.02	0.01	0.09	0.08
중3 수학교사 인식	0.02	0.22	0.26	0.21	0.27	0.05	0.25	0.06	0.15	0.21	0.13	0.09
중3 방과후학교 참여	0.28	0.23	0.28	0.06	0.01	0.05	0.13	0.06	0.09	0.07	0.22	0.15
부모학력평균	0.03	0.38	0.65	0.35	0.63	0.31	0.13	0.06	0.13	0.06	0.00	0.07
강남3구 거주여부	0.08	0.05	0.31	0.13	0.36	0.26	0.02	0.03	0.12	0.01	0.14	0.14
로그가구소득	0.23	0.51	0.68	0.31	0.52	0.24	0.16	0.18	0.16	0.01	0.03	0.03

<표 20> 중학교 3학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

3. 종단적 구조모형의 인과효과 추정

중학생의 수학 개인공부시간, 수학 사교육시간, 수학 학업성취도의 종단적 구조관계를 파악하기 위하여 구조방정식 연구모형을 분석하였다. 분석은 Mplus 8.4 버전(Muthén & Muthén, 2019)을 활용하였다. 가중치를 적용하기 전·후 종단적 구조모형의 모형적합도는 χ^2 , RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), CFI(comparative fit index)와 TLI(turker-lewis index, NNFI)를 통해 살펴보았다(이기중, 2012; 김수영, 2016).

χ^2 은 완전적합지수로, 0은 완전합치를 의미하고 그 값이 커질수록 표본 공분산행렬과 모형합측공분산행렬의 차이가 크다는 것을 의미한다. 그런데 χ^2 은 계산 방식의 특성상 사례수에 비례하기 때문에, 대표본을 활용한 분석에서는 매우 쉽게 기각되는 경향이 있다. 이 때문에 RMSEA, CFI, TLI와 같은, χ^2 통계량을 보완하는 지수들은 각기 조금씩 다른 의도로 모형적합도를 평가하고 있다. RMSEA는 근사합치를 평가하는 지수로, 계산과정에서 사례수를 반영하며 신뢰오차를 함께 고려하는 것이 특징이다(Brown & Cudeck, 1993). 절대적인 기준이 있는 것은 아니지만, .05 이하면 양호하며, .08 이하면 수용할 만한 정도, .10 이상일 경우 좋지 않은 것으로 판단하는 것이 일반적이다.

반면 CFI와 TLI는 연구모형이 기초모형(null model 또는 baseline model)에 비해 포화모형(saturated model 또는 full model)에 얼마나 가까운지를 나타내는지를 나타내는 지수로, 흔히 증분적합지수라고도 불린다. CFI와 TLI는 그 의미와 산출방식이 유사하나, 모형의 자유도, 즉 모형의 간명성을 계산에 반영하는 방식에서 다소 차이가 있다. CFI와 TLI의 값 역시 절대적 기준은 없으나, 일반적으로 .90~.95 이상이면 모형을 양호한 것으로 판단한다.

이러한 모형적합도 지수의 구체적인 값은 <표 21>로 정리하였다. 가중 모형의 모형적합도는 다섯 세트에 대한 모형적합도의 최솟값과 최댓값이다. χ^2 값은 가중치 적용 전·후 모두 유의하게 나타나($p < 0.05$) 모형을 기각할 수 있으나, 가중치를 적용한 모형이 더 작은 값을 보였다. RMSEA 역시 가중치 적용 전·후 모두 .1보다 작은 값을 보였는데, 특히 가중치를 적용한 후에는 더 작은 값을 보였다. CFI와 TLI 역시 가중모형이 비가중 모형에 비해 더 큰 값을 보였으며, 모두 .90보다 큰 양호한 값을 보였다. 이를 종합해 볼 때, 가중치를 적용하기 전·후 종단적 구조모형은 모두 양호한 것으로 판단하였다.

	χ^2	df	RMSEA	CFI	TLI
비가중 모형	490.887*	17	0.094	.966	.930
가중 모형	148.094* ~180.009*	17	0.050 ~0.055	0.967 ~0.971	0.932 ~0.940

* $p < 0.05$

<표 21> 종단적 구조모형 가중치 적용 전·후 모형적합도

이를 바탕으로 추정된 가중치 적용 전·후 종단적 구조모형의 주요 경로 계수 추정치는 <표 22>와 같다. 가중치 적용 후의 계수는 다중대체 세트들의 분석결과들을 Rubin의 규칙에 따라 종합한 것이다. 또, 앞서 언급한 바와 같이 구조방정식 모형에서 서열형 내생변인은 ‘잠재반응’으로 취급되기 때문에, 비표준화 계수에 대한 구체적인 해석은 다소 무리가 있다. 이에 따라, <표 22>에는 모두 표준화 계수를 제시하였다.

	가중치 적용 전		가중치 적용 후	
	표준화 계수	S.E.	표준화 계수	S.E.
중2 개인공부시간				
←중1 성취도	0.240 ***	0.016	0.065 *	0.032
←중1 개인공부시간	0.428 ***	0.015	0.165 ***	0.035
중2 사교육시간				
←중1 성취도	0.250 ***	0.016	0.023	0.030
←중1 사교육시간	0.466 ***	0.015	0.424 ***	0.024
중2 성취도				
←중2 개인공부시간	0.103 ***	0.014	0.075 **	0.027
←중2 사교육시간	0.110 ***	0.015	0.110 ***	0.030
←중1 성취도	0.656 ***	0.010	0.601 ***	0.021
중3 개인공부시간				
←중2 개인공부시간	0.512 ***	0.016	0.261 ***	0.033
←중2 성취도	0.197 ***	0.017	0.091 **	0.032
중3 사교육시간				
←중2 사교육시간	0.550 ***	0.015	0.457 ***	0.029
←중2 성취도	0.215 ***	0.017	0.149 ***	0.032
중3 성취도				
←중3 개인공부시간	0.090 ***	0.014	0.084 **	0.026
←중3 사교육시간	0.110 ***	0.014	0.099 ***	0.027
←중2 성취도	0.683 ***	0.009	0.646 ***	0.015

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

<표 22> 가중치 적용 전·후 주요 경로 표준화 계수 추정 결과

우선 비가중 모형을 먼저 살펴보면, 중1 시점과 중2 시점의 개인공부시간과 사교육시간은 각각 중2 시점과 중3 시점의 개인공부시간 및 사교육시간에 대한 정적인 자기회귀효과를 보였다($.512 \leq \beta \leq .550$). 이는 이전에 개인공부시간과 사교육시간이 길었던 학생들이 그 이후로도 개인공부시간과 사교육시간을 더 많이 투자한다는 것으로 이해할 수 있다. 마찬가지로, 중1 시점과 중2 시점의 학업성취도 역시 중2 시점과 중3 시점의 학업성취도에 대한 정적인 자기회귀 효과를 보였다($.656 \leq \beta \leq .683$).

또한, 중1 시점과 중2 시점의 학업성취도 역시 중2와 중3 시점의 개인

공부시간과 사교육시간에 정적인 효과를 보였다($.197 \leq \beta \leq .250$). 이는 이전 시점에 학업성취도가 높았던 학생들이 그 이후에 개인공부시간과 사교육시간을 더 많이 투자한다는 것으로 이해할 수 있다. 동일한 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 학업성취도가 높았던 학생들은 개인공부시간($.197 \leq \beta \leq .240$)보다는 사교육시간($.215 \leq \beta \leq .250$)에 상대적으로 더 많이 참여하고 있다는 것으로도 이해해볼 수 있겠다.

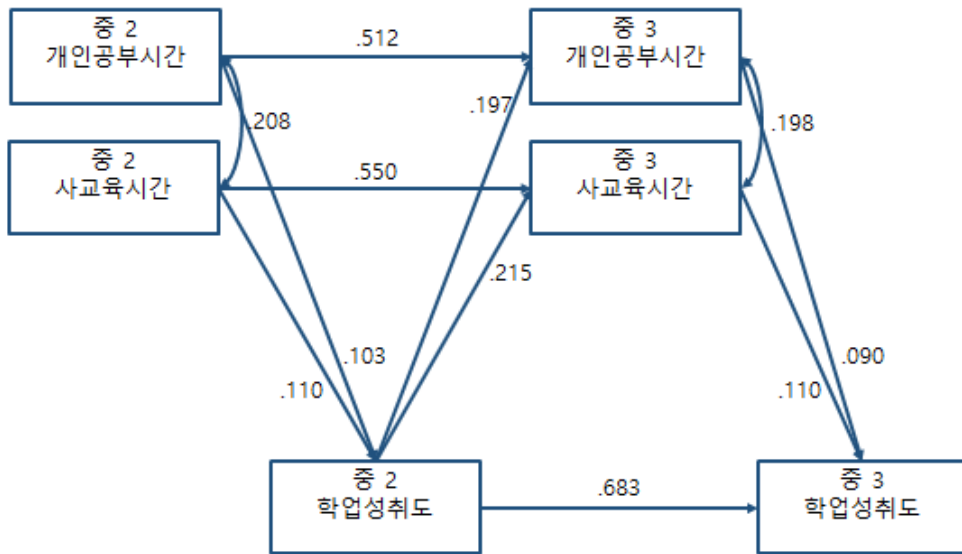
학업성취도에 대한 각 학업시간의 효과를 살펴보면 개인공부시간과 사교육시간 모두 학업성취도에 통계적으로 유의한 정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 동일 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 개인공부시간($.090 \leq \beta \leq .103$)보다는 사교육시간($\beta = .110$)이 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 보인다.

가중치를 적용하기 전에 비해 가중치 적용 후에는 이전 시점의 학업성취도가 이후 시점의 학업시간에 미치는 효과가 유의하지 않거나(중1 학업성취도 → 중2 사교육시간), 유의하더라도 그 값의 크기가 상당부분 줄어들었다(중1 학업성취도 → 중2 개인공부, 중2 학업성취도 → 중3 개인공부/사교육시간). 개인공부시간의 시점간 자기회귀효과 또한 절반가량으로 줄어들었으나($.428 \rightarrow .165$, $.512 \rightarrow .261$), 사교육시간의 시점간 자기회귀효과는 크게 변하지 않았다. 표에는 제시하지 않았으나, 중2 시점과 중3시점의 개인공부시간과 사교육시간의 잔차 상관 역시 값이 상당히 줄어들어 중3 시점의 두 학업시간 잔차 상관은 통계적으로 유의하지 않았다($r_{중2} = .208 \rightarrow .096$, $r_{중3} = .198 \rightarrow .062$). 이는 경향점수를 추정하는 과정에서 이전 시점의 학업성취도나 이전 시점의 개인공부시간 및 사교육시간을 통제할 공변인으로 포함하지 않았음에도, 이와 상관을 맺는 심리변인 및 대인관계, 사회경제적 배경 등의 변인을 통제해준 것의 간접적인 효과로 이해해볼 수 있을 것이다.

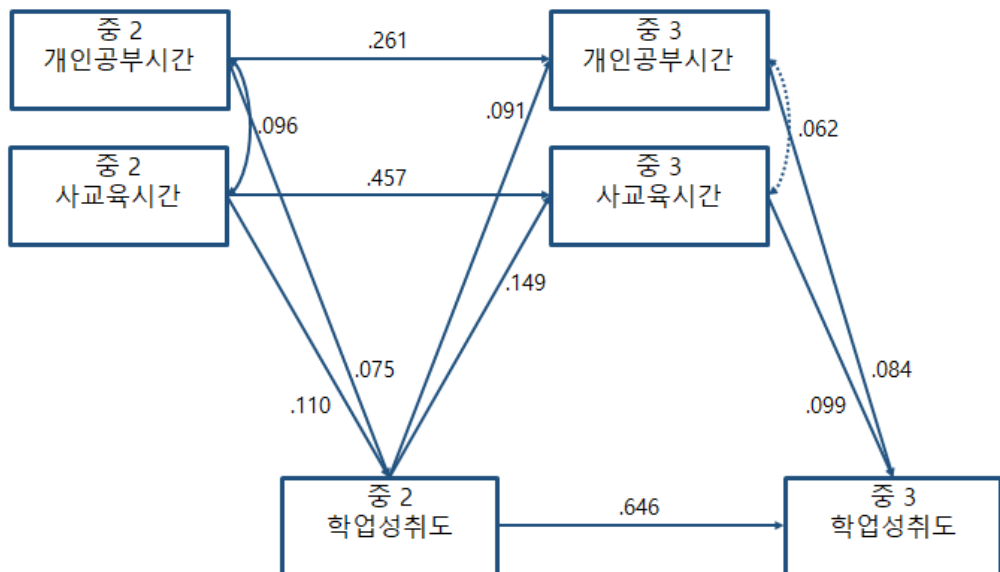
마지막으로 가중치를 적용한 후 학업성취도에 대한 각 학업시간의 인과적 효과를 살펴보면 가중치를 적용하기 전에 비해 그 효과는 다소 줄어들었으나, 개인공부시간과 사교육시간 모두 학업성취도에 통계적으로 유의

한 정적인 효과를 보이는 것으로 나타났다. 동일 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 개인공부시간($.075 \leq \beta \leq .084$)보다는 사교육시간($.099 \leq \beta \leq .110$)이 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 보이나, 전반적으로 큰 효과크기로 볼 수는 없었다. <그림 13>와 <그림 14>은 가중치 적용 전·후 종단 구조모형 분석 결과를 그림으로 나타낸 것이다⁹⁾. 통계적으로 유의하지 않은 계수는 점선으로 표현하였다.

9) <표 22>의 결과에서 알 수 있듯, 종단 구조모형에는 중학교 1학년 시점의 수학 개인공부 시간 및 사교육시간, 수학 성취도 변인도 함께 투입되었다. 그러나 중학교 1학년 시점의 변인들은 통제를 목적으로 투입된 것이므로, 이 변인들의 효과에 해당하는 개별적인 계수 값은 이 연구의 연구질문과 무관하다. 따라서 <그림 13>와 <그림 14>에는 중학교 2~3학년 시점의 변인만을 도시하였다. 해당 변인이 포함된 결과는 부록에 제시하였다.



<그림 13> 가중치 적용 전 모형 분석 결과



<그림 14> 가중치 적용 후 모형 분석 결과

4. 시점별 인과효과 추정

보다 구체적으로 각 처치조건의 효과를 살펴보기 위하여, 동일한 일반화경향점수 추정치를 바탕으로 중2, 중3 동일 시점 내에서 학업성취도를 종속변인으로 하는 일변량 가중회귀모형 분석을 통해 시점별 인과효과를 추정했다. 이 경우, 일반화경향점수를 통한 안정화역활가중치의 곱가중치를 시점별로 따로 산출하였다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\text{중2}sw_i = \frac{P(\text{중2개인공부시간} = z_{11i})}{P(\text{중2개인공부시간} = z_{11i} \mid X_{1i})} \times \frac{P(\text{중2사교육시간} = z_{12i})}{P(\text{중2사교육시간} = z_{12i} \mid X_{1i})}$$

$$\text{중3}sw_i = \frac{P(\text{중3개인공부시간} = z_{21i})}{P(\text{중3개인공부시간} = z_{21i} \mid X_{2i})} \times \frac{P(\text{중3사교육시간} = z_{22i})}{P(\text{중3사교육시간} = z_{22i} \mid X_{2i})}$$

이를 통해 산출한, 전체표본에 대한 시점별 곱가중치는 <표 23>과 같다.

	처치변인	최솟값	1분위수	중윗값	평균	3분위수	최댓값
	중2 개인공부시간	0.173	0.727	0.824	0.998	1.052	22.917
안정화	중2 사교육시간	0.313	0.705	0.866	1.022	1.101	58.128
역활	중2 곱가중치	0.065	0.559	0.772	1.057	1.110	44.301
가중치	중3 개인공부시간	0.170	0.703	0.845	1.020	1.039	15.822
(전체)	중3 사교육시간	0.317	0.705	0.859	1.013	1.100	39.307
	중3 곱가중치	0.065	0.551	0.769	1.143	1.117	66.385

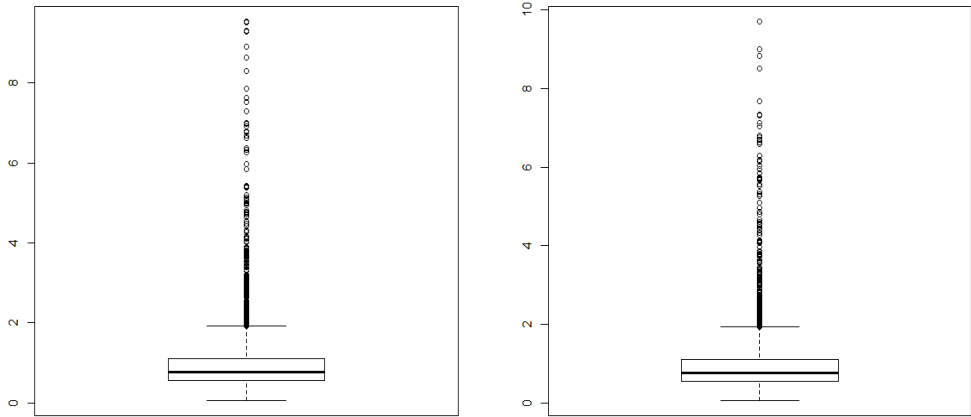
<표 23> 전체 표본에 대한 안정화역활 가중치 및 시점별 곱가중치

마찬가지로 가중치가 10보다 큰 값을 보이는 사례를 제외하였고(중2 시점 19명, 중3 시점 27명), 하나의 세트에 대한 최종 곱가중치는 <표 24>에 예시하였다.

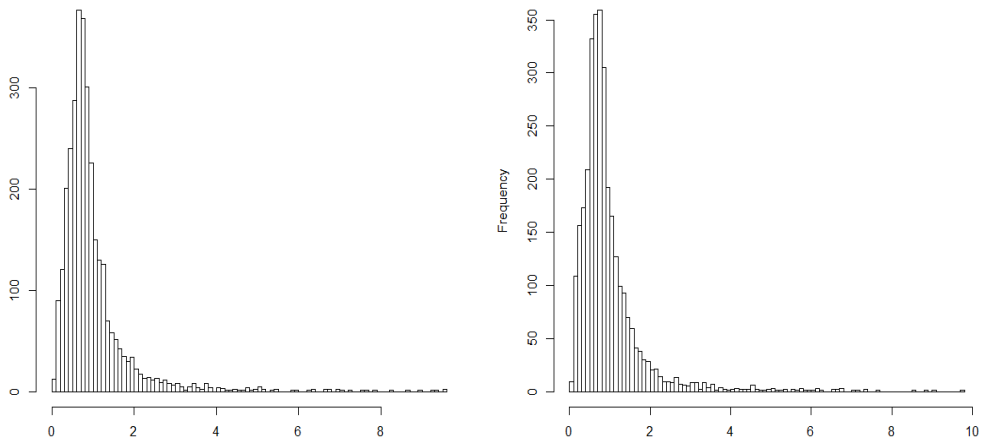
	N	최솟값	1분위수	중윗값	평균	3분위수	최댓값
중2 곱가중치	3167	0.065	0.558	0.770	0.983	1.104	9.532
중3 곱가중치	3159	0.065	0.549	0.765	0.977	1.105	9.705

<표 24> 극단 가중치 사례 제외 후 시점별 최종 곱가중치

시점별 최종 곱가중치의 상자도표와 히스토그램은 <그림 15>와 <그림 16>를 통해 제시하였다.



<그림 15> 시점별 최종 곱 가중치 상자도표(좌: 중2, 우: 중3)



<그림 16> 시점별 최종 곱 가중치 히스토그램(좌: 중2, 우: 중3)

시점별 곱가중치를 통해 공변인 균형을 평가한 결과는 <표 25>, <표 26>, <표 27>, <표 28>과 같다. 마찬가지로 처치조건 대비별 표준화 효과크기, 즉 표준화 평균차이를 활용하였으며, 공변인 균형을 확보했다고 판단하였다.

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중1 수신태도	0.44	0.82	1.02	0.43	0.73	0.35	0.03	0.02	0.15	0.01	0.12	0.14
중1 자기조절	0.33	0.58	0.79	0.27	0.53	0.28	0.11	0.10	0.11	0.01	0.00	0.01
중1 특목고진학계획	0.23	0.55	0.95	0.35	0.69	0.31	0.09	0.11	0.04	0.02	0.05	0.07
중1 성취목표	0.30	0.56	0.73	0.27	0.50	0.28	0.09	0.09	0.07	0.01	0.02	0.02
중1 부모관계	0.31	0.52	0.67	0.22	0.40	0.19	0.13	0.08	0.07	0.06	0.06	0.00
중1 학습흥미	0.34	0.61	0.76	0.29	0.49	0.22	0.05	0.07	0.04	0.01	0.01	0.03
중1 사교육효과인식	0.20	0.40	0.44	0.21	0.29	0.08	0.01	0.03	0.03	0.04	0.04	0.00
중2 방과후학교 참여	0.07	0.04	0.05	0.03	0.12	0.09	0.08	0.03	0.02	0.05	0.07	0.01
부모학력평균	0.28	0.61	0.96	0.34	0.70	0.38	0.04	0.06	0.18	0.02	0.13	0.11
강남3구 거주여부	0.15	0.29	0.56	0.16	0.39	0.22	0.11	0.11	0.06	0.00	0.05	0.05
로그가구소득	0.26	0.55	0.71	0.28	0.50	0.29	0.05	0.04	0.02	0.09	0.07	0.01

<표 25> 중학교 2학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중1 수신태도	0.14	0.36	0.57	0.24	0.49	0.25	0.09	0.12	0.13	0.04	0.05	0.00
중1 자기조절	0.03	0.05	0.29	0.08	0.33	0.24	0.05	0.13	0.11	0.08	0.07	0.02
중1 특목고진학계획	0.09	0.24	0.52	0.15	0.42	0.28	0.01	0.07	0.05	0.07	0.06	0.02
중1 성취목표	0.02	0.04	0.16	0.06	0.18	0.12	0.01	0.12	0.10	0.14	0.11	0.03
중1 부모관계	0.01	0.14	0.19	0.15	0.20	0.04	0.04	0.09	0.11	0.05	0.07	0.02
중1 학습흥미	0.01	0.04	0.16	0.03	0.18	0.20	0.03	0.18	0.12	0.16	0.10	0.06
중1 사교육효과인식	0.21	0.43	0.55	0.25	0.39	0.14	0.06	0.04	0.06	0.02	0.01	0.02
중2 수학교사 인식	0.00	0.12	0.17	0.12	0.17	0.06	0.03	0.07	0.02	0.04	0.05	0.09
중2 방과후학교 참여	0.15	0.29	0.21	0.14	0.06	0.08	0.03	0.04	0.12	0.01	0.09	0.08
부모학력평균	0.01	0.31	0.60	0.31	0.60	0.33	0.12	0.10	0.04	0.02	0.08	0.07
강남3구 거주여부	0.05	0.09	0.30	0.13	0.33	0.22	0.05	0.07	0.07	0.02	0.02	0.00
로그가구소득	0.26	0.50	0.68	0.26	0.49	0.26	0.10	0.02	0.06	0.12	0.16	0.05

<표 26> 중학교 2학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중2 수신태도	0.59	0.88	1.09	0.37	0.69	0.36	0.02	0.04	0.06	0.01	0.09	0.10
중2 자기조절	0.30	0.54	0.85	0.26	0.63	0.38	0.03	0.00	0.14	0.03	0.12	0.14
중2 특목고진학계획	0.26	0.48	0.88	0.25	0.57	0.30	0.10	0.07	0.14	0.03	0.03	0.06
중2 성취목표	0.26	0.44	0.70	0.19	0.49	0.32	0.03	0.02	0.02	0.01	0.01	0.00
중2 부모관계	0.35	0.49	0.73	0.15	0.46	0.33	0.03	0.02	0.00	0.05	0.03	0.02
중2 학습흥미	0.28	0.53	0.77	0.28	0.55	0.27	0.10	0.00	0.10	0.10	0.00	0.10
중2 사교육효과인식	0.40	0.59	0.64	0.21	0.30	0.12	0.01	0.03	0.07	0.03	0.08	0.11
중3 수학교사 인식	0.21	0.34	0.55	0.14	0.38	0.25	0.09	0.04	0.11	0.05	0.02	0.07
중3 방과후학교 참여	0.01	0.00	0.03	0.01	0.04	0.02	0.01	0.01	0.04	0.00	0.04	0.04
부모학력평균	0.32	0.65	1.03	0.35	0.75	0.41	0.08	0.07	0.23	0.01	0.14	0.14
강남3구 거주여부	0.11	0.33	0.58	0.23	0.45	0.18	0.00	0.05	0.04	0.05	0.04	0.09
로그가구소득	0.34	0.51	0.70	0.19	0.45	0.26	0.11	0.06	0.15	0.04	0.05	0.08

<표 27> 중학교 3학년 개인공부시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

처치조건 대비	가중치 적용 전						가중치 적용 후					
	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3	0:1	0:2	0:3	1:2	1:3	2:3
중2 수신태도	0.24	0.56	0.65	0.34	0.45	0.10	0.08	0.07	0.10	0.00	0.02	0.02
중2 자기조절	0.04	0.28	0.25	0.24	0.21	0.03	0.06	0.01	0.10	0.07	0.05	0.11
중2 특목고진학계획	0.08	0.31	0.47	0.23	0.38	0.17	0.03	0.02	0.04	0.05	0.01	0.06
중2 성취목표	0.01	0.13	0.15	0.12	0.14	0.02	0.12	0.05	0.09	0.08	0.03	0.04
중2 부모관계	0.12	0.26	0.31	0.14	0.19	0.04	0.07	0.03	0.03	0.04	0.05	0.01
중2 학습흥미	0.13	0.17	0.20	0.05	0.07	0.03	0.03	0.04	0.09	0.07	0.12	0.05
중2 사교육효과인식	0.32	0.52	0.63	0.22	0.36	0.12	0.07	0.01	0.05	0.05	0.02	0.04
중3 수학교사 인식	0.00	0.21	0.26	0.22	0.28	0.05	0.22	0.02	0.01	0.22	0.24	0.01
중3 방과후학교 참여	0.28	0.23	0.28	0.06	0.01	0.05	0.18	0.07	0.03	0.12	0.16	0.05
부모학력평균	0.03	0.38	0.64	0.36	0.62	0.30	0.05	0.02	0.03	0.03	0.02	0.02
강남3구 거주여부	0.08	0.05	0.30	0.12	0.35	0.26	0.04	0.03	0.04	0.01	0.08	0.08
로그가구소득	0.23	0.50	0.66	0.31	0.50	0.23	0.14	0.11	0.11	0.04	0.04	0.01

<표 28> 중학교 3학년 사교육시간 처치조건 대비별 공변인 표준화 효과크기

마지막으로, 개인공부시간과 사교육시간의 학업성취도에 대한 시점내 처치조건별 인과효과 추정치는 <표 29>, <표 30>과 같다. <표 29>, <표 30>에서 첫 번째 열, 즉 “통제 전”은 통제변인을 전혀 투입하지 않고 개인공부시간과 사교육시간 처치조건을 더미변인으로 투입한 모형의 결과이다. 두 번째 열, 즉 “통제 후”는 이전 시점 학업성취도, 개인공부시간, 사교육시간을 통제변인으로 함께 투입한 모형의 결과이다. 세 번째 열 “가중치 적용 후”는 이에 더해 경향점수를 통해 산출한 시점별 곱가중치를 적용한 가중회귀모형의 결과이며, 이 역시 다중대체 세트들에서 분석한 결과를 Rubin의 규칙에 따라 종합한 것이다. 각 모형에서 참조집단은 모두 ‘(개인공부시간)1시간 미만’, ‘(사교육시간)참여하지 않음’ 집단이다.

	중학교 2학년					
	통제 전		통제 후		가중치 적용 후	
	β	SE	β	SE	β	SE
개인1	12.978***	2.601	6.100**	2.134	4.434	3.088
개인2	30.053***	2.439	13.603***	2.086	12.266***	2.894
개인3	46.846***	3.378	20.526***	2.976	15.589***	4.107
사1	16.520***	2.945	10.900***	2.405	10.644**	3.094
사2	32.411***	2.441	16.429***	2.085	18.555***	3.281
사3	51.469***	2.501	23.457***	2.340	21.063***	3.115

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

<표 29> 중학교 2학년 학업성취도에 대한 개인공부시간 및 사교육시간의 효과

	중학교 3학년					
	통제 전		통제 후		가중치 적용 후	
	β	SE	β	SE	β	SE
개인1	14.570***	2.718	9.007***	2.122	11.705**	3.360
개인2	33.695***	2.655	13.006***	2.174	8.410**	3.124
개인3	55.482***	3.811	19.671***	3.278	17.865**	6.663
사1	19.725***	3.334	9.230***	2.595	6.933	4.023
사2	35.456***	2.613	14.575***	2.142	11.562**	3.712
사3	57.778***	2.721	24.624***	2.460	21.352***	4.331

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

<표 30> 중학교 3학년 학업성취도에 대한 개인공부시간 및 사교육시간의 효과

결과를 구체적으로 살펴보면, 공변인을 통제하지 않은 상태에서 개인공부시간과 사교육시간은 처치범주의 변화에 따라 어느 정도 선형적으로 증가하는 효과를 보였다. 가장 큰 처치조건인 ‘(개인공부시간, 사교육시간)5시간 이상’ 집단의 경우 참조집단에 비해 각각 학업성취도가 (중2 시점) 47점, 51점, (중3 시점) 55점, 57점 정도 높은 것으로 나타났는데, 중학교 2, 3학년 수학 학업성취도의 표준편차가 대략 59, 64라는 것을 고려할 때, 가장 높은 수준의 학습시간의 효과는 대략 1표준편차에 살짝 못 미치는 정도라는 것을 알 수 있다.

그러나 이러한 학습시간의 효과는 이전 시점 성취도 및 학습시간을 함께 투입한 모형과 이에 더해 가중치를 함께 적용한 모형에서는 상당부분 줄어들어 있는 것을 확인할 수 있었다. 특히 가중치를 적용한 이후에는 중학교 2학년 시점 개인공부시간 ‘1시간 이상 2시간 미만’의 효과는 통계적으로 유의하지 않았으며, ‘2시간 이상 5시간 미만’과 ‘5시간 이상’은 통계적으로 유의한 정적 효과를 보였으나 그 값이 12~15 정도로 크게 차이가 나지 않았다. 이에 반해 중학교 3학년 시점의 개인공부시간의 효과는 모두 유의했으며, 값도 전반적으로 중학교 2학년 시점에 비해 조금 더 컸다.

사교육시간 역시 비슷한 양상을 보였다. 중학교 2학년 시점에서는 사교육시간의 효과가 모두 유의했으나, 그 값의 간격은 통제하기 전에 비해 상대적으로 줄어들었다. 중학교 3학년 시점에 사교육시간 ‘2시간 미만’은 통계적으로 유의한 효과가 없는 것으로 나타났으며, 그보다 더 오래 사교육에 ‘2시간 이상 5시간 미만’, ‘5시간 이상’ 참여하는 것은 모두 통계적으로 유의한 정적 효과를 보였다.

이를 종합해보면 중학교 2학년 시점에는 개인공부시간보다는 사교육시간이 상대적으로 더 큰 효과를 가지나, 중학교 3학년 시점에는 개인공부시간과 사교육시간의 효과의 차이가 그리 크지 않다는 것을 확인할 수 있다. 이는 중학교 2학년 시점에 비해 중학교 3학년 시점에는 개인공부를 오래 하는 학생들의 수가 다소 줄어들고 사교육에 오래 참여하는 학생들

의 수가 다소 늘어나는 것과는 사뭇 대조적이다. 또, 인과추론의 관점에서 수학 개인공부시간과 사교육시간의 효과는 최대 17~21점 정도인데, 이는 수학 학업성취도 점수의 표준편차가 59, 64점이라는 것을 고려하면 약 1/3 표준편차 정도의 효과라고 이해할 수 있다.

V. 결론 및 논의

1. 요약 및 논의

이 연구는 서울교육중단연구 4~6차 자료를 활용하여 서울지역 중학생의 방과 후 수학 학습시간이 수학 학업성취도에 미치는 인과효과를 종단적 관점에서 살펴보고자 하였다. 이는 한국 학생들이 방과 후에도 장시간 학업에 매진하고 있는데 반해, 그 효과에 대해 인과추론의 관점에서 검증한 연구는 상대적으로 드물기 때문이다. 이때 중학생의 방과 후 학습시간을 개인공부시간과 사교육시간으로 구분하여 각각이 학업성취도에 미치는 영향력을 별도로 추정하고자 하였고, 학습시간과 학업성취도가 보일 수 있는 시점간의 복잡한 관계를 모형화하기 위하여 종단 구조방정식 모형을 활용하였다. 또, 그 과정에서 인과추론의 관점에서 개인공부시간과 사교육시간에 영향을 미칠 수 있는 학생들의 심리적 특성 및 사회경제적 배경 등, 즉 선택편의를 조정하고자 하였다. 이를 위해 경향점수 방법, 그중에서도 안정화역확률가중치의 곱가중치를 활용하였다.

이에 따른 연구문제는 다음과 같다.

1) 중학생의 수학 개인공부시간, 수학 사교육시간, 수학 학업성취도의 종단적 구조관계는 어떠한가?

- 1-1) 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간이 수학 학업성취도에 미치는 횡단적 효과는 어떠한가?
- 1-2) 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간의 자기회귀적 효과는 어떠한가?
- 1-3) 중학생의 수학 학업성취도가 다음 시점의 수학 개인공부시간

과 수학 사교육시간에 미치는 영향은 어떠한가?

2) 일반화 경향점수를 통하여 선택편의를 통제한 후, 중학생의 수학
개인공부시간과 수학 사교육시간이 수학 학업성취도에 미치는 인
과효과는 어떠한가?

연구문제에 비추어 연구모형의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 가중치를 적용하기 전, 중학생의 수학 개인공부시간과 수학 사교육시간은 수학 학업성취도에 정적인 효과를 보였다. 동일 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 개인공부시간($.090 \leq \beta \leq .103$)보다는 사교육시간($\beta = .110$)이 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로, 가중치를 적용하기 전 중1 시점과 중2 시점의 개인공부시간과 사교육시간은 각각 중2 시점과 중3 시점의 개인공부시간 및 사교육시간에 대한 정적인 자기회귀효과를 보였다($.428 \leq \beta \leq .550$). 이는 이전에 개인공부시간과 사교육시간이 길었던 학생들이 그 이후 시점에도 개인공부와 사교육에 더 오랜 시간을 투자한다는 것을 의미한다. 마찬가지로, 중1 시점과 중2 시점의 학업성취도 역시 중2 시점과 중3 시점의 학업성취도에 대한 정적인 자기회귀 효과를 보였다($.656 \leq \beta \leq .683$).

또한, 중1 시점과 중2 시점의 학업성취도 역시 중2 의 개인공부시간과 사교육시간에 정적인 효과를 보였다($.197 \leq \beta \leq .250$). 이는 이전 시점에 학업성취도가 높았던 학생들이 그 이후에 개인공부시간과 사교육시간을 더 많이 투자한다는 것으로 이해할 수 있다. 동일한 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 학업성취도가 높았던 학생들은 개인공부시간($.197 \leq \beta \leq .240$)보다는 사교육시간($.215 \leq \beta \leq .250$)에 상대적으로 더 많이 참여하고 있다는 것으로도 이해해볼 수 있다.

마지막으로 가중치를 적용한 후 학업성취도에 대한 각 학업시간의 인과적 효과를 살펴보면 개인공부시간과 사교육시간 모두 학업성취도에 통계적으로 유의한 정적인 효과를 보이는 것으로 나타났으나, 가중치를 적용

하기 전보다 그 효과는 다소 줄어들었다. 동일 시점 내에서 표준화 계수의 크기를 비교해보면 개인공부시간($.075 \leq \beta \leq .084$)보다는 사교육시간($.099 \leq \beta \leq .110$)이 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 보이나, 전반적으로 큰 효과크기로 볼 수는 없었다. 학습시간의 효과를 보다 구체적으로 살펴보기 위하여 보완적으로 시점별 가중회귀모형을 분석한 결과, 개인공부시간 또는 사교육시간을 가장 많이 투자하는 범주인 '5시간 이상'의 경우 수학 성취도의 약 1/3 표준편차에 해당하는 효과를 보였다.

이러한 연구결과를 종합하면 이 연구의 시사점은 다음과 같다.

한국의 많은 학생들이 더 좋은 성적을 받기 위해 장시간 학업에 매진하고 있는 것은 학업시간이 학업성취에 영향을 줄 것이라는 믿음에 기반을 둔 것이다. 그러므로 이 연구는 이러한 통념이 인과추론의 관점에서 실제와 얼마나 일치하는지 확인하는 작업으로 이해할 수 있다. 이는 학생 개인 차원의 교육적 투입이 얼마만큼의 성과를 나타내고 있는지에 대한 검증이라는 점에서 한국 교육현실에 대한 중요한 평가 중 하나가 될 수 있을 것이다. 또, 그 과정에서 기존 연구들에 비해 상대적으로 엄밀한 방법을 적용했다는 것 역시 이 연구의 기여점이 될 수 있을 것이다.

특히 교육연구 방법의 관점에서 다중 서열형 순차적 처치에 대한 인과효과추정에 관한 연구는 상대적으로 덜 이루어졌다. 하여진(2015)은 SUBP 모형(Seemingly Unrelated Bivariate Probit Model)과 경향점수방법을 결합하여 다중처치(사교육과 방과후학교 참여)에 대한 인과효과추정 연구를 수행했다. 또, 이진실(2016)은 유사하게 SUBP 모형 및 곱가중치모형을 경향점수방법과 결합하여 종단적 관점에서 순차적 처치(사교육 참여)에 대한 인과효과추정 연구를 수행했다. 이에 반해 변상민(2017)은 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 모형과 경향점수방법을 결합하여 연속형 처치(사교육비)의 인과효과를 종단적으로 추정하는 연구를 수행하기도 했다. 반면, 이 연구는 일반화경향점수방법 중 이론적으로는 제시되었으나 그 적용 사례가 상대적으로 드물다고 할 수 있는(Greene, 2017)

서열형 처치에 대한 일반화경향점수 방법을 곱가중치를 활용하여 종단 구조모형에 접목했다는 점에서 나름의 방법론적인 의의가 있다.

연구결과 중학생의 수학 학업시간은 선택편의를 통제한 이후에도 학업성취도에 통계적으로 유의한 효과를 보이는 것으로 나타났다. 연구결과에서 지적한 것처럼, 특히 개인공부시간의 효과와 사교육시간의 효과는 모두 유의했다. 시점별 가중회귀모형에서는 중학교 2학년의 경우 개인공부시간의 효과가 상대적으로 낮은 것으로 나타났으나 중학교 3학년 시점에는 개인공부시간과 사교육시간의 효과는 그에 비해 유사한 크기를 보였다. 종단 구조모형에서도 비슷하게 개인공부시간과 사교육시간의 표준화계수의 크기 차이는 중학교 2학년 시점에 비해 중학교 3학년 시점에 더 감소했다(.075 vs .110 → 084 vs 099). 일부 선행연구에서는 개인공부시간이 사교육시간보다 더 효과적이었다는 결론을 내리기도 했으나(손윤희, 2016; 조은별, 박수원, 2016), 이 연구의 결과를 바탕으로 개인공부시간이 사교육시간보다 특히 더 효과적이었다고 말하기는 어렵다. 다만 이 연구에서 사교육은 비용을 지불하는 학원, 과외 등으로 정의되었으므로, 별도의 비용을 지불하지 않고 이루어지는 개인공부시간이 사교육시간 못지않은 효과를 보인다는 연구결과는 학생들이 방과 후의 가용 학습시간을 배분하는 의사결정에 있어 중요한 정보가 될 수 있을 것이다.

한편, 학습시간의 학업성취도에 대한 효과는 그 크기에 대해서도 논할 필요가 있다. 종단구조모형의 표준화계수는 시점별로 각 학습시간이 모두 약 0.08~0.09 정도의 크기를 나타냈다. 또, 가중회귀모형의 분석결과에서 비표준화 계수의 크기는 공부를 가장 오래 하는 집단, 즉 개인공부시간이나 사교육시간이 주당 '5시간 이상'인 집단에서도 수학 학업성취도의 약 1/3 표준편차 정도로 나타났다. 이러한 효과는 그리 크지 않다고 볼 수도 있고, 입시 경쟁이 매우 치열한 한국 사회에서는 결코 무시할 수 없는 효과라고 볼 수도 있다. 이와 관련하여 또한 중요한 것은 사전 공변인에 의한 선택편의를 조정하기 전의 학습시간의 '효과'가 실질적인 인과효과와 크기에 비해 다소 과대추정되어 있다는 점이다. 시점별 학습시간의 효과

를 추정하는 모형 중 어떤 통제변인도 투입하지 않은 비가중회귀모형에서 개인공부시간과 사교육시간의 효과는 최종 가중회귀모형의 효과에 비해 약 2~3배 크다. 이는 학술연구의 관점에서는 과대추정된 효과 추정치라고 볼 수 있다. 그러나 학생들과 학부모들은 이 ‘과대추정된 효과’를 일상 속에서 스스로 혹은 주위의 사례를 통해 경험하면서, 일종의 착시를 일으켜 방과 후 학습시간에 대한 통념을 다소 과장하는 데 일부 기여하고 있을 가능성도 있다. 특히 이는 중학생들의 방과 후 학습시간이 주당 20시간에 달하는 한국 교육현실에 비추어 볼 때(통계청, 2015) 이러한 학습시간의 성과를 보다 정확하게 진단할 필요가 있다는 것을 시사한다.

2. 한계 및 제언

앞서 제시한 연구결과 및 의의에도 불구하고 이 연구는 몇 가지 중요한 한계점을 내포하고 있어, 관련하여 추후 연구와 정책 수립의 가능한 방향성을 다음과 같이 제시하고자 한다.

우선, 분석에 활용한 자료의 한계다. 앞서 언급한 것처럼 이 연구의 핵심적인 처치변인인 개인공부시간과 사교육시간은 원 자료에서 각각 9개의 응답 범주를 갖고 있으나 그 분포가 정규분포의 형태를 따르지 않으며, 그 의미상 중도절단 자료로 볼 수 있었다. 이는 자료를 측정하는 방식이 주어진 선지에 대한 선택형 문항이었기 때문이다. 이 연구에서는 실질적인 의미와 관측빈도를 고려하여 처치변인을 각각 네 개의 범주를 가지는 서열형 변인으로 재정의했다. 전술하였듯 Agresti(2019)는 많은 수의 범주를 가진 서열형 변인을 4-5개의 범주로 통합하는 경우 정보의 손실로 인한 추정 효율성의 감소와 표준오차의 증가가 그리 크지 않다고 지적하였다. 그러나 세분화된 응답 값을 모두 활용할 수 있다면 보다 다양한 연구 질문에 답할 수 있을 것이다. 가령, 이 연구의 가중회귀모형 분석결과 개인공부시간의 효과는 다소 비선형적인 양상을 암시했고, 사교육시간의 효

과는 일견 선형적인 양상을 보인다. 그러나 학습시간의 효과가 실제로 선형적인지 비선형적인지 답하는 것은 이 연구의 범위를 벗어난다. 각 범주는 특정한 범위의 학습시간을 포괄하고 있으며, 각 범주의 효과는 이러한 범위 내 학습시간의 평균적인 효과를 의미하기 때문이다.

분석 자료의 한계와 관련하여 경향점수 추정방식의 한계 역시 지적할 수 있다. 이 연구에서 최종적인 가중치를 산출하는 것은 기본적으로 곱가중치의 방법을 따랐다. 그런데 확률의 정의상, 각 사건의 발생 확률을 곱하는 것으로 두 사건이 모두 발생할 확률을 정의하기 위해서는 각 사건이 서로 독립적이라는 가정이 필요하다. 시점간 개인공부시간, 시점간 사교육시간은 특히 독립적인 사건이라고 보기 어려울 것이다. 그래서 시간의존 처치변인을 다룬 많은 연구들에서는 이후 시점의 경향점수를 산출하는 과정에 이전 시점의 처치변인도 함께 투입함으로써, 시점간 처치의 독립성을 확보하고자 하는 경우가 많다(Thommes & Ong, 2016; Imai & Ratkovic, 2015; Hong & Raudenbush, 2008). 그러나 전술하였듯 이 연구에서는 다변량 구조방정식을 활용하여 이전 시점 처치를 연구모형에서 직접 통제하므로 변상민(2017)의 방법을 참고하여 이후 시점의 처치에 대한 경향점수 산출 과정에 이전 시점 처치는 반영하지 않았다. 또한, 시점 내 개인공부시간과 사교육시간을 독립적으로 가정하는 것 역시 다소 무리가 있다. 이 때문에 하여진(2015)과 이진실(2016)은 두 이분형 변인의 오차항 상관을 계수 추정에 반영하는 SUBP 모형을, 변상민(2017)은 연속형 변인들의 오차항 상관을 계수 추정에 반영하는 SUR 모형을 통해 경향점수를 추정했다. 이 연구에서는 처치변인이 서열형 변인으로, 누적 프로빗 모형을 통해 각 처치에 대한 경향점수를 추정했다. 그런데 누적 프로빗 모형은 그 특성상 여러 개의 (이분형)프로빗 모형을 동시에 추정하는 것으로, 현재 여러 개의 누적 프로빗 모형을 SUBP나 SUR과 같이 오차항 상관을 고려하여 추정하는 모형은 아직 제안되지 않은 것으로 보인다. 이 연구에서는 불가피하게 시점내 개인공부시간과 사교육시간, 시점간 개인공부시간과 시점간 사교육시간이 독립적이라는 가정 하에 네 처치변인에 대한

참여확률의 곱으로 가중치를 정의하였다. 추후 연구에서는 각 학습시간을 연속형 변인으로 취급할 수 있는 자료를 확보하여 이러한 방법론적 측면을 보완하거나, 각 학습시간의 결합확률을 추정하기 위한 다양한 비모수적 통계학습 기법 등을 활용할 수 있을 것이다.

또, 이 연구에서는 처치변인을 각각 4개의 범주로 재정의하여 각 범주의 주효과를 중심으로 분석했다. 그러나 학생들은 개인공부시간과 사교육시간 둘 중 한쪽에만 방과 후 시간을 투자하기보다는, 대부분 주어진 시간을 적절히 배분하여 개인공부시간과 사교육시간 모두를 활용하고 있는 것으로 보인다. 그렇다면 개인공부시간과 사교육시간의 각 주효과뿐만 아니라 두 학습시간의 상호작용도 고려해볼 수 있다. 이 연구에서도 상호작용의 존재가능성을 고려해보았으나, 16개(개인공부시간 4개범주 × 사교육시간 4개 범주)의 셀 중 사례수가 부족한 경우가 많아 추정이 매우 불안정했다. 충분한 분석사례수를 확보하거나, 이를 보완할 기법을 통해 두 방과 후 학습시간의 상호작용을 고려할 수 있다면 학습시간과 학업성취도의 관계에 대한 복잡한 양상을 보다 풍부하게 포착할 수 있을 것이다.

나아가 후속 연구에서는 개인공부시간과 사교육시간의 특성이 어떻게 다른지에 대해서도 추가적인 검토가 필요하다. 이 연구에서는 개인공부시간과 사교육시간의 인과효과는 (특히 중학교 3학년의 경우) 큰 차이가 없었다. 그런데 경향점수를 추정하는 과정에서, ‘학습흥미’ 변인의 경우 그 크기가 크다고 볼 수는 없었으나 계수의 방향이 서로 달랐다. 이전 시점에 학습흥미가 높았던 학생들은 이후에 더 오래 혼자 공부하는 반면, 사교육 시간은 오히려 이전 시점의 학습흥미와 부정적인 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 이 외에도 개인공부시간과 사교육시간은 질적으로 다른 활동이라는 문제의식을 바탕으로 관련 후속연구가 필요하다.

이처럼 이 연구에서는 두 학습시간의 양적 측면에 초점을 두고 논의를 전개했다. 그러나 당연하게도 학습은 ‘시간’이라는 양적인 측면뿐만 아니라 학습방법이나 학습동기와 같은 질적 측면 역시 중요하다. 이는 앞서 언급한 개인공부시간과 사교육시간의 질적 특성의 차이와도 관련된 문제

다. 그러나 같은 개인공부시간, 같은 사교육시간을 투자하더라도 어떤 동기를 가지고 어떤 방법을 활용하느냐에 따라 그 효과는 달라질 수 있다. 이에 따라 후속연구에서는 학습의 양적 측면과 질적 측면을 모두 고려하는 분석을 통해 보다 심도 있는 논의를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

또한, 이 연구에서는 방과 후 학습시간이 학업성취도보다 시간적으로 선행한다는 조건이 (비록 동시에 측정되었음에도) 설문 문항의 특성상 만족된다고 가정했다. 흔히 동시에 측정된 두 변인 간 인과적 방향성은 'Granger 인과성'의 관점에서 이해되며, 이를 확인하기 위해 자기회귀교차지연 모형이 주로 활용된다(Newson, 2015). 자기회귀교차지연 모형과 달리, 이 연구에서는 처치의 선행성을 미리 가정했으므로 방과 후 학습시간이 학업성취도에 영향을 미친다고 모형을 설정했다. 분석결과, 이전 시점의 학습시간을 통제한 이후에도 이전 시점의 학업성취도는 이후 시점의 학습시간에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구에서 산출한 분석가중치는 방과 후 학습시간에 대한 선택편의를 조정하기 위한 것이므로, 가중치를 적용한 후의 모형분석결과에서 이전 시점의 학업성취도가 이후 시점의 학습시간에 미치는 영향에 대한 적극적인 해석은 무리가 있다. 그럼에도 방과 후 학습시간과 학업성취도는 종단적으로 상호 영향을 주고받는 변인이라는 것은 가중치를 적용 전의 분석결과를 통해서도 확인할 수 있었다. 추후에는 이처럼 순환적인 두 변인 간 관계의 (Granger)인과성을 Rubin의 인과모형(RCM) 안에서 함께 논의할 필요가 있으며, 이를 위해서는 관련 이론의 축적과 적절한 모형 개발이 필요할 것으로 보인다.

마지막으로, 이 연구에서는 방과 후 학습시간이 학생의 인지적 성취에 미치는 영향에 대하여 분석했다. 이를 보완하여, 추후에는 방과 후 각 학습시간이 학생의 정의적(affective) 특성에는 어떠한 영향을 미치는지에 대해서도 검토할 필요가 있을 것으로 보인다. 가령 변상민, 신중휘, 양준혁(2018)은 중학생의 사교육 참여와 사교육 시간이 학업스트레스를 증가시키는 효과가 있다고 분석했다. 또, 유진은, 노민정(2017)은 청소년들의 삶의 만족도에 영향을 줄 수 있는 변인을 탐색한 결과, 등교일 사교육 시

간과 비등교일 공부시간을 측정한 변인도 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미치는 변인으로 나타났다. 김영철(2018) 역시 평일 사교육시간이 삶의 만족도에 부정적 영향을 줄 수 있다고 지적했다.

이 연구는 수학 학업성취도에 대한 방과 후 수학 학습시간의 효과를 종합적으로 검토한 것이다. 그러나 사교육 효과 및 대책에 대한 연구의 맥락에서 이 연구를 이해할 수도 있다. 강태중, 강충서(2013)는 광복 이후 사교육 현상에 정부와 학교가 어떻게 대응해왔는지를 역사적으로 조망하면서 그 교육적 의미를 고찰했다. 해방 이후 초기 사교육 담론에서는 사교육이 ‘심신에 해를 초래하고 학생의 전인적인 발달을 막는 입시 위주의 반교육적 행위이며, 따라서 엄금해야 할 행태’라는 인식과 시각이 팽배했다. 그러나 시간이 지나면서 사교육을 불식하는 것이 사실상 불가능하므로, 이를 차라리 ‘양지화’해야한다는 현실론이 점차 힘을 얻었다. 90년대 이후에는 사교육 자체보다는 ‘사교육비’가 문제시되며, 논의의 초점은 ‘사교육비 경감’으로 좁혀졌다. 90년대 후반에는 ‘학생들의 다양성 증진’을 표방하며 방과 후 학교가 도입되었으며, 이는 사교육 수요를 공교육이 흡수하기 위함이었다. 2000년대에는 과외금지정책이 위헌이라는 판결이 내려졌고, 사교육의 원인은 ‘학교 교육의 부실’이므로 사교육 문제를 해소하는 근본적인 대책은 ‘공교육 정상화(내실화)’라는 인식이 확산되었다. 이처럼 초기 담론과 달리 최근에는 사교육을 근절하기보다는 대체할 수 있는 대안을 제시하는 것이 사교육 대책의 주요 골자가 되는 것으로 보인다. 그런 점에서 이 연구 역시 중학생의 개인공부시간과 사교육시간의 효과를 인과추론의 관점에서 검증하고, 그 효과를 비교했다는 점에서 이러한 흐름과 일부 관련되어 있다고 볼 수 있는 것이다.

흔히 사교육의 문제는 (1) 학교 정규교육과정의 왜곡, (2) 사교육 비용에 따른 가계 부담 및 계층간 교육격차 심화, (3) 학생의 충분한 휴식 및 여가를 누릴 권리 침해(또는 학생의 전인적인 발달 저해)로 요약된다(Bray & Lykins, 2012). 이 연구에서는 방과 후 개인공부시간이 사교육시

간과 마찬가지로 유의한 효과를 나타낸다는 것을 밝혔다는 점에서 사교육 비용 부담에 대한 나름의 정책적 함의를 찾을 수 있을 것이다. 이는 최근 사교육 대책에서 (특히 중학생의 경우) 사교육의 대안으로 자기주도학습을 제시하는 것과도 일맥상통한다(교육부, 2014).

그러나 방과 후 학생들이 추가로 부담하고 있는 학습시간이 학교 정규 교육과정을 왜곡하고 있지는 않은지, 학생의 충분한 휴식 및 여가를 누릴 권리를 침해하거나 학생의 전인적인 발달을 저해하지는 않는지는 이 연구 결과가 답하기 어렵다. 사실상 학생들의 장시간의 방과 후 학습은 한국사회의 학력·학벌주의 및 치열한 입시경쟁상황에서 성취도를 높이기 위한 개별적인 노력이다. 따라서 이는 학교 교육과정의 건전한 운영이나 학생들의 전인적인 발달이라는 공적 목표와는 배치되는 양상을 보일 수 있다. 한편, 이 연구의 분석에 따르면 방과 후 학습시간은 선택편의를 통제하고 나면, 효과는 비록 유의하지만 그 크기가 상당히 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 방과 후 학습시간의 효과의 크기가 통념에 비해 크지 않을 가능성을 시사하는 것이다. 이를 통해 볼 때, 학생들이 방과 후에도 장시간 학업에 몰두해야하는 현상의 득과 실을 정책적 차원에서 종합적으로 고민해 볼 필요가 있을 것이다.

논의를 종합하면, 이 연구는 학생들이 방과 후에도 장시간 학업에 매진하고 있는 한국의 교육현실에 비추어 이러한 학습시간의 효과를 보다 엄밀하게 평가할 필요성을 시사한다. 추후에는 이러한 교육현상이 청소년들의 성취와 발달, 일상의 안녕에 미치는 영향을 종합적으로 진단하고, 그에 따라 교육정책이 나아갈 방향을 고민할 필요가 있다.

< 참고 문헌 >

- 강창희, 이정민, 이석배, 김세움 (2013). **관광정책 및 관광사업 프로그램 평가방법**. 중앙대학교 산학협력단.
- 강태중, 강충서 (2013). 사교육 담론에 담긴 학교 교육의 의미 역사적 고찰. **교육사회학연구**, 23, 1-28.
- 교육과학기술부 (2008). 국가 교육과학기술정책의 비전과 전략.
- 교육부 (2014). 사교육 경감 및 공교육 정상화 대책.
- 교육인적자원부 (2004). 공교육 정상화를 통한 사교육비 경감 대책. 내부자료
- 김경년 (2010). 학교수업 및 자기학습과 대비한 사교육의 수학적 향상 효과성 인식에 대한 종단적 고찰. **교육학연구**, 48, 135 - 166.
- 김미란, 장수명 (2005). 교육생산함수의 추정 : 학업성취도에 대한 회귀분석. **한국사회학회 사회학대회 논문집**, 411 - 427.
- 김민선, 백일우 (2016). 사교육에 대한 시간 및 비용 투자에 따른 효과 분석: 서울 중학생의 학업성취도 분위별 효과를 중심으로. **교육재정경제연구**, 25(3), 1 - 26.
- 김성연 (2013). 다변량 다층 성장 모형을 활용한 사교육이 수학과 영어 교과 학업성취도에 미치는 효과. **청소년학연구**, 20(6), 337 - 357.
- 김수영 (2016). **구조방정식 모형의 기본과 확장**. 학지사.
- 김양분, 김난옥 (2015). 학업성취에 영향을 미치는 학생 및 학교변인 탐색. **교육학연구**, 53, 31 - 60.
- 김연후 (2018). 중등학생의 사교육 참여율과 참여시간의 종단적 변화 및 변화에 미치는 영향요인 분석. 서울대학교 석사학위논문.
- 김영철 (2018). 월화수목금금금, 우리의 아이들은 행복한가?: 사교육(및 여가시간)과 학생 만족도 간의 통계적 상관성 추정. **경제학연구**, 66(2), 45 - 86.
- 김일혁, 강상진 (2005). 고등학생의 수학성취도와 가정배경 요인의 구조적 관계 분석. **한국교육**, 32(4), 193 - 221.
- 김진영, 유민경, 이상돈 (2005). 우리나라 중고등학생의 시간활용과 그 성과. **한국사회학회 사회학대회 논문집**, 3 - 25.
- 김태균, 권일남 (2009). 부모의 사회경제적 지위(SES)가 학업성취에 미치는 영향 : 사교육 시간, 학업흥미의 종단적 매개효과 검증. **미래청소년학회지**, 6, 1 - 22.
- 김한나 (2018). 고등학교 진학계획이 중학생의 사교육에 미치는 영향 분석 : 경

- 향점수 및 다변량 다층모형 활용을 중심으로. 서울대학교 석사학위논문.
- 김현진 (2007). 가정배경과 학교교육 그리고 사교육이 학업성취에 미치는 영향 분석. **교육행정학연구**, 25(4), 485 - 508.
- 박광배 (2006). **범주변인분석**. 학지사.
- 박민자, 손문금 (2007). 가족배경이 청소년의 교육성취와 관련된 생활시간사용에 미치는 영향. **가족과 문화**, 19(2), 93~120.
- 박정주 (2012). 사교육 참여가 학업성취도 변화추이에 미치는 영향 : 가구소득 특성을 중심으로. **한국교육문제연구**, 30(3), 105 - 124.
- 백병부, 황여정 (2011). 일반계 고등학생의 유형별 학습시간 영향요인에 관한 종단적 분석. **한국청소년연구**, 60(1), 57 - 85.
- 백순근 (2018). **학위논문 작성을 위한 교육연구 및 통계분석** (수정판). 파주: 교육과학사.
- 변상민 (2017). 중등학생의 영어사교육 참여 및 비용과 학업성취의 종단적 인과관계 분석. 서울대학교 석사학위논문.
- 변상민, 신중휘, 양준혁 (2018). 사교육 참여 여부 및 시간이 중학생의 학업스트레스에 미치는 영향. **아시아교육연구**, 19(4), 913-944.
- 상경아, 백순근 (2005). 고등학생의 수학 과외가 학업성취도, 태도, 자기조절학습에 미치는 영향. **교육평가연구**, 18(3), 39 - 57.
- 선미숙, 정제영 (2013). 고등학생의 학습방식이 고등학교와 대학의 학업성취도에 미치는 영향 분석. **중등교육연구**, 61(4), 963 - 986.
- 손윤희 (2016). 중등학생의 사교육 및 개인공부시간이 학업성취도의 종단적 변화에 미치는 영향 분석. 서울대학교 석사학위논문.
- 손진희, 김안국 (2006). 가정환경, 자아개념, 자기학습량과 학업성취의 관계. **아시아교육연구**, 7(1), 235 - 265.
- 안효영, 도승이 (2014). 초등 및 중학생의 교우 및 교사관계가 수업참여와 공부시간에 미치는 영향. **한국교육문제연구**, 32(1), 93 - 112.
- 오숙영 (2012). PLS 구조방정식 모형을 활용한 부모 SES, 사교육, 자기조절학습능력, 학업성취 간의 관계 연구. **교육문제연구**, 42, 203 - 243.
- 유진은, 노민정 (2017). Group lasso를 통한 중학생의 삶의 만족도에 영향을 미치는 변수 탐색. **한국청소년연구**, 28(1), 127 - 149.
- 이광현, 권용재 (2011). 사교육비와 사교육시간이 학업성취도에 미치는 효과 분석. **교육재정경제연구**, 20, 99 - 133.
- 이기종 (2005). **구조방정식 모형: 인과성, 통계분석 및 추론**. 국민대학교 출판부.
- 이기종,곽수란 (2010). 학업성취 변화에 영향을 미치는 공부시간 효과 추정. **조**

- 사연구, 11(1), 43 - 61.
- 이아진 (2014). 중학생의 생활시간활용이 학업성취도에 미치는 영향. 이화여자대학교 석사학위논문.
- 이정인, 유재봉 (2018). 사교육의 개념 및 전제에 대한 철학적 검토. **교육철학연구**, 40(2), 101 - 120.
- 이진실 (2016). 교육연구에서 경향점수를 활용한 순차적 처치 효과 분석. 서울대학교 박사학위논문.
- 이현주 (2012). 고등학생의 개인공부시간과 수업이해도에 영향을 미치는 변인 간의 구조적 관계 분석 :성별, 사회·심리적 관계, 자기조절학습, 입시부담감을 중심으로. **한국청소년연구**, 23(2), 5 - 38.
- 임양미 (2010). 부모의 사교육비 및 감독·애정, 자녀의 학습가치와 자기조절학습 능력이 학업성취도에 미치는 영향. **한국가정과교육학회지**, 26(3), 113 - 131.
- 장상수 (2014). 가족배경과 학습시간, 성적 - 국제 비교의 관점에서 본 한국. **한국청소년연구**, 73(2), 291 - 318.
- 전하람, 심재휘 (2018). 중·고등학생의 학업성취가 사교육 참여에 미치는 영향에 대한 중단분석: 강화적 전략과 보완적 전략의 공존. **한국교육**, 45(3), 59 - 91.
- 정수정 (2017). 아동생활시간 잠재계층유형의 영향요인과 발달결과. 이화여자대학교 박사학위논문.
- 정윤경, 이민혜, 우연경, 봉미미, 김성일 (2010). 사교육 시간에 따른 학습동기, 학습전략 사용 및 학업성취도의 변화. **한국심리학회지**, 16(2), 103 - 124.
- 정혜지, 주은선 (2017). 가구소득이 아동의 학교 밖 학습시간에 미치는 영향: 부모양육방식의 매개효과를 중심으로. **사회보장연구**, 33(1), 81 - 116.
- 조은별, 박수원 (2016). 청소년의 학습시간과 학업성취와의 관계에서 학업적 자기 효능감과 행동조절능력의 매개효과: 개인공부시간과 사교육시간을 중심으로. **미래청소년학회지**, 13, 115 - 139.
- 조혜영, 이경상 (2005). 사교육시간, 개인공부시간, 학교수업참여도의 실태 및 주관적 학업성적향상효과. **한국교육**, 32(4), 29 - 56.
- 차동춘 (2015). 중학교 수학 학업 성취도 성장에 대한 사교육의 효과. **교원교육**, 31(3), 247 - 272.
- 최호성, 이옥연 (2010). OECD 회원국 중등학생의 학습 투자 시간과 학업성취도의 비교 분석. **직업교육연구**, 29(1), 45 - 61.
- 통계청 (2016). 2015년 초·중고 사교육비조사 결과.
- 통계청 (2015). 2014년 생활시간조사 결과.

- 하여진 (2015). 교육연구에서 다중처치의 선택편의를 조정하기 위한 경향점수의 활용. 서울대학교 박사학위논문.
- 하창순, 김지현, 최희철, 유현실 (2006). 청소년의 자기 통제력, 학교수업 참여도, 개인 학습시간과 학업성적 간의 관계. *한국청소년연구*, 43, 181 - 200.
- 허은정, 이재덕 (2014). 고등학생의 학습유형별 참여 시간이 학업성취도 및 학업 자아개념에 미치는 영향 : 자기주도학습 시간의 매개효과를 중심으로. *한국교육문제연구*, 32(4), 121 - 139.
- Agresti, A. (2019). *An introduction to categorical Analysis*. Wiley.
- Austin, P. C. (2009). Using the standardized difference to compare the prevalence of a binary variable between two groups in observational research. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 38(6), 1228-1234.
- Baker, D. P., Motoko Akiba, LeTendre, G. K., & Wiseman, A. W. (2001). Worldwide Shadow Education: Outside-School Learning, Institutional Quality of Schooling, and Cross-National Mathematics Achievement. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 23(1), 1 - 17.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual (Vol. 6)*. Encino, CA: Multivariate software.
- Berliner, D. C. (1990). What's All the Fuss About Instructional Time? In M. Bromme & B.-P. R. (Eds.), *The nature of time in schools: Theoretical concepts, practitioner perceptions* (pp. 3 - 35). New York: Teachers College Press.
- Bliss, C. I. (1934). The method of probits. *Science*.
- Bray, M., & Lykins, C. (2012). *Shadow education: Private supplementary tutoring and its implications for policy makers in Asia* (No. 9). Asian Development Bank.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guildford.
- Brown, T. A., & Moore, M. T. (2012). *Confirmatory factor analysis. Handbook of structural equation modeling*, 361-379.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical*

- and Statistical Psychology*, 37(1), 62–83.
- Buuren, S. V., & Groothuis-Oudshoorn, K. (2010). mice: Multivariate imputation by chained equations in R. *Journal of statistical software*, 1–68.
- Christoffersson, A. (1975). Factor analysis of dichotomized variables. *Psychometrika*, 40(1), 5–32.
- Cohen, J. (2013). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Routledge.
- Cook, T. D., Campbell, D. T., & Shadish, W. (2002). *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. Houghton Mifflin Boston.
- DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425–438.
- Dolan, C. V. (1994). Factor analysis of variables with 2, 3, 5 and 7 response categories: A comparison of categorical variable estimators using simulated data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 47(2), 309–326.
- Edwards, M. C., Wirth, R. J., Houts, C. R., & Xi, N. (2012). Categorical data in the structural equation modeling framework. In R. Hoyle(Ed.), *Handbook of structural equation modeling*, New York, NY:The Guilford Press.
- Egger, P., & Ehrlich, M. Von. (2013). Generalized propensity scores for multiple continuous treatment variables. *Economics Letters*, 119(1), 32 – 34.
- Fox, J., & Fox, M. J. (2019). Package ‘polycor’. *R package version 3.3.0*, URL <http://CRAN.R-project.org/package=polycor>.
- Greene, T. J. (2017). Utilizing Propensity Score Methods for Ordinal Treatments and Prehospital Trauma Studies (Doctoral dissertation, The University of Texas School of Public Health).
- Guo, S., & Fraser, M. (2014). Propensity score analysis. Sage.
- Hirano, K., & Imbens, G. W. (2004). The Propensity Score with Continuous Treatments. In *Missing Data and Bayesian Methods in Practice: Contributions by Donald Rubin’s Statistical Family*. Wiley.
- Hong, G., & Raudenbush, S. W. (2008). Causal inference for time-varying

- instructional treatments. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 33(3), 333-362.
- Imai, K., & Ratkovic, M. (2015). Robust Estimation of Inverse Probability Weights for Marginal Structural Models. *Journal of the American Statistical Association*, 110(511), 1013 - 1023.
- Imai, K., King, G., & Stuart, E. A. (2008). Misunderstandings between experimentalists and observationalists about causal inference. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A: Statistics in Society*, 171(2), 481 - 502.
- Imbens, G. W. (2000). The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika (Vol. 87)*.
- Joffe, M. M., & Rosenbaum, P. R. (1999). Invited commentary: propensity scores. *American journal of epidemiology*, 150(4), 327-333.
- Jöreskog, K. G. (1970). A General Method For Estimating A Linear Structural Equation System, *ETS Research Bulletin Series*, 1970(2), i - 41.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Kim, Y. C., & Jung, J. H. (2019). *Shadow Education as Worldwide Curriculum Studies*. Springer International Publishing.
- Leite, W. (2016). *Practical propensity score methods using R*. Sage Publications.
- Lu, B., Zanutto, E., Hornik, R., & Rosenbaum, P. R. (2001). Matching with doses in an observational study of a media campaign against drug abuse. *Journal of the American Statistical Association*, 96(456), 1245-1253.
- Mccaffrey, D. F., Griffin, B. A., Almirall, D., Slaughter, M. E., Ramchand, R., & Burgette, L. F. (2013). A tutorial on propensity score estimation for multiple treatments using generalized boosted models. *Statistics in Medicine*, 32(19), 3388 - 3414.
- Malik, M. A. (2017). Shadow education: Evolution, flaws and further development of the term. *Social Sciences and Education Research Review*, 4(1), 6-29.
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49(1), 115-132.

- Muthén, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189.
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non normal Likert variables: A note on the size of the model. *British journal of mathematical and statistical psychology*, 45(1), 19-30.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. (2019). Mplus. *The comprehensive modelling program for applied researchers: user's guide*, 5.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. (2017). *Mplus user's guide: Statistical analysis with latent variables, user's guide*. Muthén & Muthén.
- Nelder, J. A., & Wedderburn, R. W. (1972). Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 135(3), 370-384.
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling: A comprehensive introduction*. Routledge.
- OECD. (2017). *PISA 2015 Results (Volume III): Students' Well-Being*. Oecd.
- Ridgeway, G., McCaffrey, D., Morral, A., Burgette, L., & Griffin, B. A. (2017). Toolkit for Weighting and Analysis of Nonequivalent Groups: A tutorial for the twang package. *Santa Monica, CA: RAND Corporation*.
- Robins, J. M., Hernan, M. A., & Brumback, B. (2000). Marginal structural models and causal inference in epidemiology. *Epidemiology*, 11(5), 550-560.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Rubin, D.B. (1987). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Stevenson, D. L., & Baker, D. P. (1992). Shadow education and allocation in formal schooling: Transition to university in Japan. *American journal of sociology*, 97(6), 1639-1657.
- Su-Jung, N. (2013). The Relationship between Private Tutoring and Academic Achievement—An Application of a Multivariate Latent Growth Model. *International Journal of Human Ecology*, 14.
- Thoemmes, F., & Ong, A. D. (2016). A primer on inverse probability of

- treatment weighting and marginal structural models. *Emerging Adulthood*, 4(1), 40-59.
- Xu, S., Ross, C., Raebel, M. A., Shetterly, S., Blanchette, C., & Smith, D. (2010). Use of Stabilized Inverse Propensity Scores as Weights to Directly Estimate Relative Risk and Its Confidence Intervals. *Value in Health*, 13(2), 273 - 277.
- Yee, T. W. (2010). The VGAM package for categorical data analysis. *Journal of Statistical Software*, 32(10), 1 - 34.
- Zanutto, E., Lu, B., & Hornik, R. (2005). Using propensity score subclassification for multiple treatment doses to evaluate a national antidrug media campaign. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 30(1), 59-73.
- Zhu, Y., Coffman, D. L., & Ghosh, D. (2015). A boosting algorithm for estimating generalized propensity scores with continuous treatments. *Journal of causal inference*, 3(1), 25-40.
- Zimmerman, B. J., & Martinez-Pons, M. (1990). Student Differences in Self-Regulated Learning: Relating Grade, Sex, and Giftedness to Self-Efficacy and Strategy Use. *Journal of educational Psychology*, 82(1), 51.

[부록-결측 다중대체 세트별 분석결과 및 종합]

	set 1		set 2		set 3		set 4		set 5		계수 평균	분산 평균	계수 분산	통합 S.E.	P
	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.					
중1 성취도															
←중1 개인공부시간	0.106	0.026	0.151	0.025	0.137	0.025	0.122	0.025	0.122	0.026	0.128	0.001	0.000	0.031	0.000
←중1 사교육시간	0.245	0.025	0.273	0.025	0.238	0.025	0.242	0.026	0.247	0.025	0.249	0.001	0.000	0.029	0.000
중2 개인공부시간															
←중1 성취도	0.068	0.029	0.045	0.031	0.069	0.030	0.074	0.027	0.067	0.030	0.065	0.001	0.000	0.032	0.041
←중1 개인공부시간	0.155	0.033	0.165	0.037	0.182	0.033	0.159	0.033	0.164	0.032	0.165	0.001	0.000	0.035	0.000
중2 사교육시간															
←중1 성취도	0.037	0.026	0.005	0.027	0.020	0.027	0.020	0.026	0.035	0.028	0.023	0.001	0.000	0.030	0.434
←중1 사교육시간	0.429	0.021	0.415	0.023	0.415	0.022	0.436	0.021	0.425	0.021	0.424	0.000	0.000	0.024	0.000
중2 성취도															
←중2 개인공부시간	0.061	0.025	0.088	0.026	0.073	0.025	0.078	0.025	0.075	0.025	0.075	0.001	0.000	0.027	0.006
←중2 사교육시간	0.119	0.025	0.118	0.026	0.117	0.025	0.111	0.025	0.083	0.025	0.110	0.001	0.000	0.030	0.000
←중1 성취도	0.613	0.011	0.574	0.015	0.598	0.011	0.604	0.012	0.618	0.011	0.601	0.000	0.000	0.021	0.000
중3 성취도															
←중3 개인공부시간	0.079	0.024	0.091	0.026	0.092	0.025	0.077	0.025	0.082	0.024	0.084	0.001	0.000	0.026	0.001
←중3 사교육시간	0.097	0.026	0.103	0.027	0.089	0.026	0.101	0.027	0.103	0.026	0.099	0.001	0.000	0.027	0.000
중2 성취도	0.655	0.013	0.638	0.014	0.640	0.013	0.644	0.013	0.653	0.013	0.646	0.000	0.000	0.015	0.000
중3 개인공부시간															
←중2 개인공부시간	0.265	0.032	0.263	0.033	0.272	0.032	0.252	0.032	0.254	0.032	0.261	0.001	0.000	0.033	0.000
←중2 성취도	0.085	0.030	0.082	0.031	0.085	0.030	0.101	0.031	0.103	0.031	0.091	0.001	0.000	0.032	0.005
중3 사교육시간															
←중2 사교육시간	0.452	0.028	0.453	0.029	0.458	0.028	0.459	0.028	0.462	0.028	0.457	0.001	0.000	0.029	0.000
←중2 성취도	0.153	0.031	0.155	0.032	0.146	0.031	0.152	0.031	0.141	0.031	0.149	0.001	0.000	0.032	0.000
중2 개인공부시간															
←중2 사교육시간	0.062	0.037	0.055	0.037	0.055	0.036	0.075	0.035	0.064	0.036	0.062	0.001	0.000	0.037	0.094
중3 개인공부시간															
←중3 사교육시간	0.096	0.038	0.096	0.040	0.096	0.040	0.108	0.039	0.084	0.039	0.096	0.002	0.000	0.040	0.017

중2	set 1		set 2		set 3		set 4		set 5		계수 평균	분산 평균	계수 분산	통합 S.E.	p
	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.					
개인1	5.084	2.887	4.305	3.083	3.879	3.075	4.944	3.032	3.958	3.096	4.434	9.213	0.309	3.088	0.151
개인2	11.815	2.778	12.965	2.911	12.866	2.917	12.012	2.730	11.671	2.794	12.266	7.991	0.368	2.894	0.000
개인3	15.515	3.994	15.623	3.983	15.873	4.037	16.546	4.137	14.390	3.993	15.589	16.234	0.610	4.107	0.000
사1	10.636	3.086	10.685	3.098	10.674	3.097	11.002	3.065	10.221	3.058	10.644	9.491	0.077	3.094	0.001
사2	18.397	2.943	18.799	3.519	18.909	3.353	18.477	3.175	18.194	3.317	18.555	10.676	0.087	3.281	0.000
사3	21.372	3.040	21.157	3.146	21.351	3.145	20.844	3.070	20.594	3.080	21.063	9.588	0.114	3.115	0.000

중3	set 1		set 2		set 3		set 4		set 5		계수 평균	분산 평균	계수 분산	통합 S.E.	p
	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.					
개인1	11.720	3.320	11.158	3.298	11.309	3.375	12.109	3.315	12.229	3.317	11.705	11.056	0.223	3.360	0.001
개인2	9.093	3.065	7.700	3.107	8.214	3.095	8.699	3.055	8.343	3.069	8.410	9.476	0.274	3.124	0.007
개인3	17.593	6.527	17.304	6.743	18.092	6.714	19.046	6.468	17.291	6.646	17.865	43.829	0.541	6.663	0.007
사1	7.417	4.006	6.526	3.946	7.117	4.065	6.988	4.011	6.618	4.000	6.933	16.045	0.134	4.023	0.085
사2	11.450	3.727	11.438	3.639	11.379	3.694	12.460	3.639	11.081	3.668	11.562	13.495	0.275	3.712	0.002
사3	20.998	4.277	21.597	4.222	21.411	4.247	22.413	4.273	20.338	4.280	21.352	18.146	0.586	4.331	0.000

Abstract

The Relationship between The Time Spent Studying Math After School and Math Achievement of Middle School Students

: An Application of Generalized Propensity Score
and Longitudinal Structural Equation Model

Junghwi Shin

Department of Education

The Graduate School

Seoul National University

The purpose of this study is to analyze the causal effect of the time spent studying math after-school on math achievement of middle school students in Seoul, using the data from the 4th to 6th session of SELS(Seoul Education Longitudinal Study). In this study, the time spent studying math after school was divided into the time spent studying individually(by themselves) and the time spent participating in private tutoring, of which influences are estimated separately. In addition, this study utilized the longitudinal structural equation model

in order to investigate the complicated longitudinal relationship between the time spent studying after school and academic performance. Also, in the process, any selection bias, which can occur due to covariates that may affect individual studying or private tutoring hours and academic achievement simultaneously, such as the students' psychological characteristics and socioeconomic backgrounds, was to be adjusted in the sense of causal inference. To that end, the generalized propensity score probability method, especially stabilized inverse probability of treatment weights and its product weights are utilized.

The research question of this study is as follows :

1) How does the time spent studying math individually and participating in math private tutoring and math achievement of middle school students affect each other longitudinally?

1-1) Does the time spent studying math individually and participating in math private tutoring of middle school students affect their academic achievements in math?

1-2) Does the time spent studying math individually and participating in math private tutoring of middle school students have an autoregressive impact?

1-3) Does previous math achievement of middle school students affect the time spent studying math individually and participating in math private tutoring?

2) After reducing selection bias with the generalized propensity score, does the time spent studying math individually and participating in math private tutoring of middle school

students have causal effects on their academic achievements in math?

The analysis utilized R package and Mplus 8.4. The analysis results are summarized as follows.

First of all, before applying the weight, the time spent studying after school of middle school students had a positive effect on their math academic performance. Within the same time point, the time spent participating in private tutoring ($\beta=.110$) had a relatively greater impact than studying individually ($.090 \leq \beta \leq .103$).

Secondly, before applying the weight, self-studying hours and private tutoring hours had positive autoregressive effects ($.428 \leq \beta \leq .550$) on self-studying hours and private tutoring hours in the next timepoints each. It indicates that students who studied for a longer time tend to invest more after school time in the future. Likewise, previous math achievements also had positive autoregressive effects ($.656 \leq \beta \leq .683$) on the succeeding math achievement.

In addition to that, earlier math achievements had positive effects on later self-studying hours and private tutoring hours ($.197 \leq \beta \leq .250$). This result implies that students who performed better in math will tend to study for a longer time after school. Within the same time point, students who performed better tend to participate in private tutoring ($.215 \leq \beta \leq .250$), rather than to study by themselves ($.197 \leq \beta \leq .240$). Still, the difference between standardized coefficients was quite small.

Finally, after applying the weight, self-studying hours and private tutoring hours had statistically significant positive causal effects on academic achievement, while the effect sizes were quite reduced

compared to the analysis before applying the weights. Within the same time point, the time spent participating in private tutoring ($.075 \leq \beta \leq .084$) had a relatively greater causal effect than studying individually ($.099 \leq \beta \leq .110$).

According to the results on the longitudinal causal relationship between the time spent studying math after school and math achievement of middle school students, implications of the study and suggestions for follow-up studies and policies were discussed.

Keywords : the time spent studying after school, self-studying hours, private tutoring hours, causal inference, generalized propensity score, inverse probability of treatment weight, structural equation model, Seoul Education Longitudinal Study

Student Number : 2018-24829