

“双减”政策能否减轻中小學生 家庭校外培训负担

——基于中国家庭追踪调查的 PSM—DID 实证研究

薛海平 蔡湘琼

(首都师范大学 教育学院, 北京 100048)

摘要 “双减”政策出台已近五年, 中小學生家庭校外培训负担是否有效减轻是社会广泛关注的焦点。本文基于中国家庭追踪调查 2010—2022 年数据, 采用 PSM—DID 方法探讨“双减”政策对中小學生家庭校外培训负担的影响。研究发现: “双减”政策显著降低了中小學生学科类校外培训参与率和参与时长; “双减”政策实施后, 中小學生非学科类校外培训参与率明显下降, 其参与时长没有明显变化; “双减”政策实施后, 中小學生校外培训支出整体上没有明显变化, 但低收入家庭学生校外培训支出显著下降, 而父母职业类型为管理人员与专业人员的家庭, 其学生校外培训支出显著上升; “双减”政策有效减轻了小學生学科类校外培训负担, 但初中生学科类校外培训负担进一步加重。当前应持续巩固“双减”成果, 加强学科类校外培训监管; 规范非学科类校外培训, 防范其成为学业负担的新源头; 提升学校课后服务质量, 助力实现教育公平。本文为全面评估“双减”政策效果提供了实证依据, 对巩固“双减”政策成果及推动教育公平具有重要作用。

关键词 “双减”政策; 校外培训; PSM—DID

中图分类号: G40-054 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9468(2026)03-0153-20

DOI: 10.12088/pku1671-9468.202603009

一、引言

在建设教育强国征程中, 基础教育高质量发展是基石。而中小學生及其家庭过重的校外培训负担已成为阻碍基础教育高质量发展的突出问题。近年来, 中小學生校外培训参与率持续上升, 家庭在子女校外培训上的支出也不断增

作者简介: 薛海平, 男, 首都师范大学教育学院教授, 博士。

蔡湘琼, 女, 首都师范大学教育学院博士研究生。

基金项目: 国家社会科学基金教育学重点项目“‘双减’政策落实的过程监测和成效评价研究”(AHA220020)。

加^[1]。校外培训负担过重影响学生身心健康发展的同时^[2-5],也大大加重了家庭的经济压力。学生被校外培训所束缚,家长则深陷经济与精力的双重困境。为切实减轻学生校外培训负担和家庭经济负担,我国相继出台了一系列相关政策。其中,2021年7月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意见》(以下简称《意见》或“双减”政策)在其工作目标中明确指出,“学生过重作业负担和校外培训负担、家庭教育支出和家长相应精力负担1年内有效减轻、3年内成效显著”。目前“双减”政策实施已近5年,实际的政策效果究竟如何?能否真正减轻中小学生学习家庭校外培训负担?这些问题是社会各界关注的焦点。2025年1月,中共中央、国务院印发的《教育强国建设规划纲要(2024—2035年)》中明确强调统筹推进“双减”,巩固校外培训治理成果。本文对“双减”政策实施效果进行精准评估,能为后续深入推进“双减”工作、巩固“双减”成果提供决策依据。

基于此,本文利用中国家庭追踪调查2010—2022年数据,采用双重差分倾向得分匹配法(PSM—DID),深入探讨“双减”政策对中小学生学习家庭校外培训负担的影响及其异质性,以期全面评估“双减”政策效果提供实证依据,助力基础教育改革和教育强国建设。

二、文献综述

自“双减”政策实施以来,针对其实施成效的研究日益丰富,特别是关于其对中小学生学习家庭校外培训负担影响的研究。现有成果可大致分为两类。

一类主要是基于政策实施后的截面调查数据进行描述性统计,初步反映了“双减”政策实施后中小学生学习校外培训参与的整体情况。此类文献数量较多,为了解“双减”政策效果提供了现状参考。例如,刘钧燕在2021年8—9月针对1—9年级学生家长的一项线上调查中发现,39.30%的家长计划减少或停止为孩子报名参加校外培训班,28.20%的家长打算维持孩子当前参加的校外培训,而9.50%的家长则表示有意为孩子新增校外培训课程^[6]。罗艳华和程红艳在一项针对中西部地区三个省会城市小学生家长的线上问卷调查中发现,“双减”政策实施后,小学生周末参与学科类校外培训的比例为44.54%^[7]。付卫东等人在一项针对全国6省份中小学生的问卷调查中指出,24.3%的中小学生学习参加了学科类校外培训,且小学生参与学科类校外培训的比例高于初中生,中部地区学生参与校外培训比例高于东部和西部地区,但东部地区学生一对一补习参与比例最高^[8]。宁本涛等人采用152个地级市的横截面抽样调查数据,发现53.62%的家长认为“双减”政策实施后,其校外培训支出负担并未减轻,或者仅减轻了约10%^[9]。

另一类则基于“双减”政策实施前后的面板数据,尝试运用因果推断方法进行更为严谨的政策效应评估,但此类研究很少。魏易和康乐基于2017—2022

年中国教育财政家庭调查数据,使用泛精确匹配估计和双重差分模型,发现“双减”实施后中小學生学科类校外培训参与率和支出显著下降,而非学科类校外培训参与率和支出没有显著变化^[10]。他们在其后续的研究中进一步结合网络平台数据对“双减”政策效果进行了评估^[11]。孟涓涓等人基于2022年全国29个省份的调查数据,使用固定效应模型和广义双重差分模型,发现“双减”政策实施后學生学科类校外培训每周显著减少了0.683课时,而非学科类校外培训参与时长没有显著变化^[12]。庞小冬等人基于2023年开展的全国大样本调查数据,使用双重差分模型,发现“双减”政策對學生学科类校外培训参与和支出存在显著降低效应,但对非学科类校外培训参与和支出存在显著增加效应^[13]。这些研究为评估“双减”政策效果提供了重要的实证支持,但受限于数据,其识别策略的严谨性仍有提升空间。例如,有研究因处理组与对照组的调查年份不一致而可能引入时间混淆效应,另一些基于两期面板数据的研究则无法进行事前趋势检验,可能将“双减”政策实施前已存在的趋势误判为政策效应。这些局限在一定程度上影响了“双减”政策效应估计的精准性。

尽管目前关于“双减”政策实施效果评价的研究取得了一些成果,但仍存在以下不足。第一,研究数据存在局限。已有研究收集的数据类型大多为横截面数据,少量的面板数据也多为短期面板数据,能体现“双减”政策实施前后动态变化、满足事前趋势检验要求的多期面板数据仍极为稀缺。第二,研究内容尚显片面。现有研究多聚焦于中小學生校外培训参与率和支出的变化情况,且结论并不一致。尽管减轻家长精力负担也是“双减”政策工作目标,但目前仅有一篇文章运用因果推断方法对校外培训的家长参与时长进行了分析。第三,研究方法的科学性有待加强。已有研究大多停留在描述统计层面,难以确立因果关系。虽已出现采用双重差分等因果推断方法的研究,为政策评估提供了更严谨的实证依据,但难以全面、精准地揭示“双减”政策实效,其识别策略仍有优化空间。

“双减”政策作为国家重大教育政策,其实施效果关乎教育生态与民生福祉。因此,本文利用高质量的数据和严谨的识别策略对其进行全面、精准的评估,具有重要的理论与现实意义。基于此,本文利用中国家庭追踪调查2010—2022年数据,使用双重差分倾向得分匹配法(PSM—DID),探讨“双减”政策对中小學生家庭校外培训负担的影响,并分析“双减”政策效果是否会因學生学段、父母职业类型、家庭收入的不同而存在显著差异。

三、数据与研究方法

(一) 数据来源

本文数据来源于北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查

2010—2022 年数据(China Family Panel Studies, 以下简称 CFPS)。该数据包含了学生是否参与校外培训、参与支出和时长等相关信息,其最新公布的 2022 年数据提供了“双减”政策实施之后的观测数据,因此该数据适用于估计“双减”政策产生的影响。“双减”政策主要面向义务教育阶段学生,但《意见》中明确提出将面向普通高中学生的学科类校外培训管理纳入参照执行范围,并将高中阶段统筹纳入校外培训治理工作。多地在实际政策执行中也同步推进高中阶段校外培训治理,如北京市明确不再审批新的面向普通高中学生的学科类校外培训机构^[14],部分知名在线教育机构在关停义务教育阶段培训业务后进一步退出高中学科类校外培训^[15]。基于这一政策背景,本文的样本覆盖小学、初中和高中阶段,全面评估“双减”政策对中小學生家庭校外培训负担的影响。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量是家庭校外培训负担,包括是否参与学科类和非学科类校外培训、培训支出以及培训时长。

学科类和非学科类校外培训参与的合并方式随年份有所调整。在 CFPS2010 年数据中,对应题目“参加了哪些辅导班”,选“1. 语文”“2. 数学”“3. 英语”任意一项,学科类校外培训参与赋值为 1,否则为 0;选上述三项以外的任意一项,非学科类校外培训参与赋值为 1,否则为 0。在 CFPS2012—2014 年数据中对应题目为“参加了哪些辅导班”。若选“1. 学校课程辅导”,学科类校外培训参与赋值为 1,否则为 0;若选此项以外的任意一项,非学科类校外培训参与赋值为 1,否则为 0。在 CFPS2016—2022 年数据中,学科类校外培训参与对应题目为“最近非寒暑假的一个月,是否参加过学校课程辅导(如语文、数学、英语、物理、化学、生物、地理等科目)”,选“是”则赋值为 1,否则为 0。非学科类校外培训参与在 CFPS2016—2022 年数据中对应题目为“是否参加竞赛辅导”“是否参加才艺培养”“是否参加心智开发”“是否参加其他辅导班”,任意一题选“是”则赋值为 1,否则为 0。

校外培训支出直接对应 CFPS 数据库中的“课外辅导费(元/年)”,指过去 12 个月学生在校外参加线上或线下辅导班及请家教的支出。

在 CFPS2012—2020 年数据中,学科类和非学科类校外培训参与时长分别对应两类校外培训中的“上该辅导班时长(小时/周)”。CFPS2010 年的少儿家长代答问卷和个人自答问卷以及 CFPS2014 年的个人自答问卷均未区分学科类与非学科类培训参与时长,因此关于学科类和非学科类校外培训参与时长的变量在 2010 年的全部样本以及 2014 年的高中样本中均存在缺失。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为“双减”政策。借鉴庞小冬等人的做法^[16],本文将“双减”政策看作一项准自然实验,以“双减”政策试点城市虚拟变量(Treat)与政策

实施时间虚拟变量(Post)的交互项($Treat \times Post$)表示“双减”政策的处理效应。具体而言,本文将“双减”政策实施后(2022年)的时期虚拟变量Post赋值为1,实施前的年份赋值为0。对于Treat变量,由于CFPS公开数据中只有省份编码而无法识别具体城市,因此本文将“北京”和“上海”的样本赋值为1。为确保处理组(试点城市)与对照组(非试点城市)的状态清晰,避免因数据限制无法区分省内试点与非试点城市所导致的混淆,本文将《意见》中其他7个试点城市(沈阳、广州、成都、郑州、长治、威海、南通)所属省份的样本予以剔除。因此,对照组由所有未被剔除的非试点城市所在省份样本构成,赋值为0。

尽管存在上述样本局限,但将北京、上海作为处理组仍具有理论意义与实践价值。北京与上海不仅是“双减”政策试点城市,更是全国校外培训市场最发达、治理挑战最为突出的超大型城市,也因此成为全国校外培训治理改革的“风向标”。其政策执行受到中央更高程度的关注与督导,地方官员亦面临更强的政治激励与问责压力,属于权威引领的试点类型^[17]。因此,聚焦北京、上海不仅有助于清晰地捕捉“双减”政策效果,也可理解为“双减”政策在矛盾最突出、执行压力最强的区域如何落地提供证据。为回应对样本代表性的关切,本文在稳健性检验部分补充了使用四个直辖市子样本进行的估计。

表1 变量说明

变量名	变量说明
是否“双减”政策试点城市	0=不是,1=是
时期	0=“双减”政策实施之前,1=2022年
是否参与学科类校外培训	0=不参与,1=参与
是否参与非学科类校外培训	0=不参与,1=参与
校外培训支出	连续变量
学科类校外培训参与时长	连续变量
非学科类校外培训参与时长	连续变量
户籍	0=农村,1=城镇
父母最高学历	1=文盲/半文盲,2=小学,3=初中,4=高中,5=大专,6=本科,7=硕士及以上
父母职业类型	1=工人/农民,2=办事人员,3=管理人员与专业人员
人均家庭纯收入层级	1=低收入,2=中等收入,3=高收入
学段	1=小学,2=初中,3=高中
是否重点校	0=不是,1=是
是否重点班	0=不是,1=是,2=就读学校不区分重点班与非重点班
省级高中普职比	连续变量

3. 控制变量

考虑到其他因素也会影响本研究的被解释变量,因此本文也将以下控制变量纳入回归模型:户籍、父母最高学历、父母职业类型^{[18]①}、人均家庭纯收入层级、学段、是否重点校、是否重点班和省级高中普职比^②。各控制变量的赋值情况详见表 1。

(三) 研究方法

双重差分模型(Difference In Difference,以下简称 DID)^[19],能控制不随时间变化的组间差异和共同时间冲击,一定程度上缓解遗漏变量导致的内生性问题,近年来众多研究使用这一研究方法来探究变量之间的因果关系。在探讨“双减”政策对中小學生家庭校外培训负担的影响时,DID 无疑是一种合适的方法。但如果仅使用 DID 简单对比“双减”政策试点地区和非试点地区学生的家庭校外培训负担,可能会因为样本选择的非随机性而产生偏差。而倾向得分匹配法(P propensity Score Matching,以下简称 PSM)通过匹配“双减”政策试点城市的学生群体(处理组)与“双减”政策非试点城市的学生群体(对照组)中可观测特征相似的样本,能在一定程度上减少样本选择带来的偏差^[20]。在通过 PSM 控制可观测特征差异后,DID 能进一步利用政策实施前后的时间差异,在一定程度上控制不可观测的异质性。基于此,本文采用双重差分倾向得分匹配法(PSM—DID)来评估“双减”政策对中小學生家庭校外培训负担的影响,即先采用 PSM 在可观测特征上实现处理组与对照组的平衡,再结合 DID 估计“双减”政策的真实效应,从而在较大程度上保证估计结果的准确性。

1. 倾向得分匹配

首先,本文借鉴已有研究^[21]的做法,使用逻辑回归模型(Logit 模型)估计个体接受处理(即个体所在城市为“双减”政策试点城市)的概率。模型表达式如式(1)所示:

$$P(X_i) = F(Treat_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\alpha X_i)}{1 + \exp(\alpha X_i)} \quad (1)$$

其中, $P(X_i)$ 表示倾向得分, $Treat_i$ 表示是否接受处理的二元虚拟变量。 $Treat_i = 1$ 表示个体接受处理,即学生位于“双减”政策试点城市;反之, $Treat_i = 0$ 表示个体未接受处理,即为非试点城市学生。 X_i 表示协变量,包括户籍、父母最高学历、父母职业类型、人均家庭纯收入层级、学段、是否重点校、是否重点班和省级高中普职比, α 表示各协变量的回归系数。

① 参考李春玲的研究,本文将父母一方最高职业类型划分为三个职业类型。

② 省级高中普职比数据来自《中国统计年鉴》,指各省市当年的普通高中招生人数与中职招生人数的比值。

本文采用近邻匹配法,为处理组中的每个学生在对照组中找到倾向得分最接近的3个学生作为匹配对象。匹配后,通过平衡性检验,检查处理组和对照组在协变量上的均值差异是否显著减小,以确保匹配的有效性。同时,本文还通过共同支撑假设检验进一步验证匹配的合理性。

2. 双重差分模型

在完成PSM后,本文基于满足共同支撑假设的样本构建双重差分模型,以评估“双减”政策对中小學生家庭校外培训负担的净效应。模型表达式如式(2)所示:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 X_i + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y_{it} 表示第*i*个学生在*t*时期的家庭校外培训负担,包括学生是否参与学科类校外培训、是否参与非学科类校外培训、校外培训支出对数、学科类校外培训参与时长、非学科类校外培训参与时长。 $Treat_i \times Post_t$ 为处理组虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项,若学生*i*位于“双减”政策试点城市且观测年份为2022年则取值为1,否则为0。 μ_i 表示个体固定效应, τ_t 表示时间固定效应, β_0 为常数项, ϵ_{it} 为随机误差项。而 β_1 是本文重点关注的双重差分估计量,它反映了“双减”政策对处理组相对于对照组在政策实施前后的平均处理效应,即“双减”政策对中小學生家庭校外培训负担的净影响。

四、研究结果

(一) PSM的样本匹配效果检验

表2为近邻匹配后的平衡性检验结果。在匹配前,处理组和对照组在多个变量上存在显著差异。匹配后,户籍、父母最高学历、父母职业类型、人均家庭纯收入层级和省级高中普职比的偏差百分比均较匹配前下降了约90%。从*T*检验结果来看,匹配后的绝大多数变量*T*值小于1.96,表明匹配后的处理组和对照组在绝大多数变量上不存在显著差异。有研究认为个别匹配变量在匹配后存在显著差异也可以接受^[22],因此平衡性检验通过。

核密度函数图直观呈现了倾向得分分布在匹配前后的变化(见图1)。需要注意的是,匹配前(左图)与匹配后(右图)的核密度值因样本权重调整而使用不同尺度,纵轴刻度上限分别为60与3。相较于匹配前近乎分离的状态,匹配后的处理组与对照组的倾向得分值已在较大范围内重叠,分布趋势明显趋同。

表 2 近邻匹配后的平衡性检验

变量	样本	均值		偏差 百分比	偏差下降 百分比	T 检验	
		处理组	对照组			T 值	P 值
户籍	匹配前	0.85	0.36	117.2	98.8	27.91	0.000
	匹配后	0.86	0.86	-1.4		-0.33	0.741
父母最高 学历	匹配前	4.35	2.97	112.9	96.0	30.88	0.000
	匹配后	4.35	4.41	-4.5		-0.82	0.412
父母职业 类型	匹配前	1.77	1.27	65.4	91.4	20.37	0.000
	匹配后	1.77	1.82	-5.6		-0.96	0.338
人均家庭 纯收入层级	匹配前	2.54	1.40	171.5	94.4	46.18	0.000
	匹配后	2.55	2.61	-9.6		-1.88	0.060
学段	匹配前	1.35	1.29	12.6	73.2	3.44	0.001
	匹配后	1.35	1.36	-3.4		-0.64	0.525
是否重点校	匹配前	0.19	0.21	-5.9	-20.1	-1.55	0.122
	匹配后	0.19	0.21	-7.1		-1.37	0.170
是否重点班	匹配前	1.49	1.48	0.7	-83.3	0.20	0.844
	匹配后	1.49	1.48	1.3		0.26	0.793
省级高中 普职比	匹配前	1.46	1.84	-73.6	85.2	-19.86	0.000
	匹配后	1.46	1.51	-10.9		-2.34	0.019

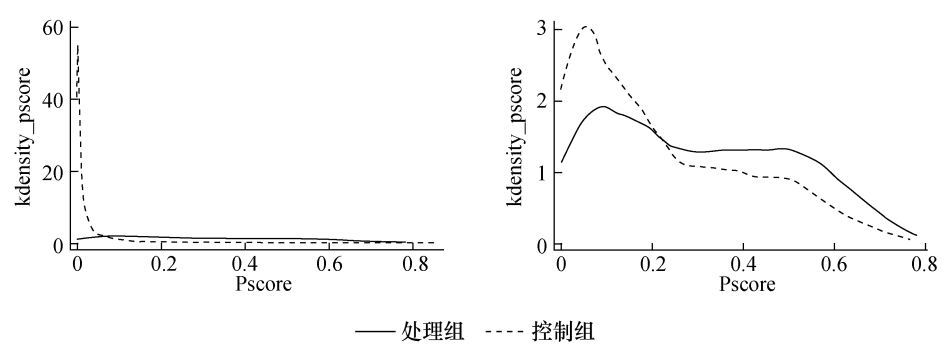


图 1 近邻匹配前(左)后(右)的核密度函数

（二）“双减”政策对中小學生校外培訓負擔的總體影響

借鉴已有研究^[23]，本文将处理组与控制组的样本进行一对三匹配后，保留满足共同支撑假设的样本进行 DID 估计。表 3、表 4 和表 5，以及图 4、图 5 和图 6 均为使用满足共同支撑假设样本的 PSM—DID 估计结果，其中控制变量、个体固定效应、年份固定效应均已纳入模型控制。由表 3 可知，第(1)(2)(4)列的交互项系数均显著为负，表明“双减”政策能显著降低中小學生学科类和非学

科類校外培訓參與率以及學科類校外培訓參與時長。從第(3)(5)列估計結果可知,交互項系數均不顯著,表明“雙減”政策實施後中小學生校外培訓支出和非學科類校外培訓參與時長沒有顯著變化。

表3 基準估計結果

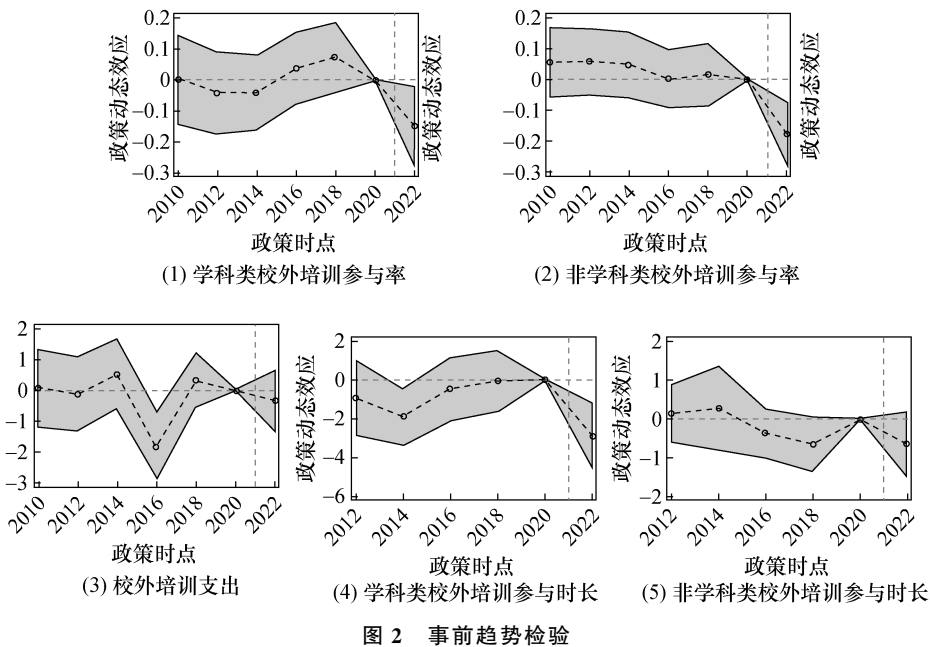
	參與		支出	參與時長	
	學科類 校外培訓	非學科類 校外培訓		學科類 校外培訓	非學科類 校外培訓
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
“雙減”政策試點 城市×時期	-0.173** (0.071)	-0.191*** (0.058)	-0.214 (0.580)	-2.632*** (0.758)	-0.419 (0.539)
控制變量	控制	控制	控制	控制	控制
個體固定效應	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效應	控制	控制	控制	控制	控制
樣本量	14839	14839	14744	11090	11174
調整後 R ²	0.1889	0.2924	0.3354	0.0792	0.1307

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括號內為異方差穩健標準誤。

(三) 穩健性檢驗

1. 事前趨勢檢驗

本文使用事件研究法來考察“雙減”政策衝擊的動態效果,並進行事前趨勢檢驗。以政策前第1期(2020年)為基準期,事件時間設定為政策衝擊前第2至第6期。需要注意的是,學科類與非學科類校外培訓參與時長因2010年數據缺失,其政策前時間範圍為第2至第5期以及政策衝擊後第1期。結果如圖2所示。在“雙減”政策實施前,絕大多數系數均不顯著,且圍繞零值上下波動,校外培訓支出和學科類校外培訓參與時長分別在政策前第3期、第4期存在一定波動,但政策前第2期兩個指標的處理組與對照組差異均不顯著。已有研究認為若僅存在個別非關鍵時期的系數波動,且無持續偏离零值的系統性趨勢,則不能拒絕事前趨勢平行的假設^[24]。綜上所述,本文的處理組與對照組在“雙減”政策衝擊前未拒絕事前趨勢平行的假設。“雙減”政策實施後,學科類與非學科類校外培訓參與率、學科類校外培訓參與時長顯著下降,校外培訓支出和非學科類校外培訓參與時長沒有顯著變化,與基準估計結果一致,增強了結論的穩健性。儘管上述事前趨勢檢驗結果提供了初步證據,但考慮到校外培訓支出和學科類校外培訓參與時長在政策前較遠期存在波動,本文進一步通過其他方式來全面評估基準結論的穩健性。



2. 更换样本

为验证基准估计结果的稳健性,本研究进行了两项替换样本检验。首先,本研究选取了四个直辖市样本(北京、上海为试点城市,重庆、天津为非试点城市)进行PSM—DID估计。该设计充分利用了直辖市在行政层级、经济结构与教育资源配置等方面的高度可比性,构建了一个更为严格的对照框架。其次,为更精准地聚焦“双减”政策的主要目标群体,本研究进一步剔除了高中阶段样本,仅保留义务教育阶段(小学、初中)学生重新进行估计。从表4来看,上述两项检验的估计结果均与表3一致,证明基准估计结果稳健。

表 4 更换样本的PSM—DID估计结果

	参与		支出	参与时长	
	学科类 校外培训	非学科类 校外培训		学科类 校外培训	非学科类 校外培训
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) 基于直辖市样本的估计结果					
“双减”政策试点 城市×时期	-0.382*** (0.128)	-0.192** (0.090)	-1.052 (0.946)	-4.506*** (1.538)	0.071 (0.714)
样本量	1179	1179	1171	875	879
调整后 R ²	0.1577	0.3014	0.3145	0.0467	0.0873

(续表)

	参与		支出	参与时长	
	学科类 校外培训	非学科类 校外培训		学科类 校外培训	非学科类 校外培训
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(2) 基于义务教育阶段样本的估计结果					
“双减”政策试点	-0.171**	-0.194***	0.349	-2.491**	-0.598
城市×时期	(0.083)	(0.073)	(0.604)	(0.994)	(0.470)
样本量	12169	12169	12085	9541	9576
调整后 R ²	0.2237	0.3124	0.3917	0.1153	0.1355

注:控制变量、个体固定效应、年份固定效应均已控制;* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$;括号内为异方差稳健标准误。

3. 更换 PSM 匹配方法

为检验匹配结果的稳健性,本文分别采用半径匹配及核匹配方法重新进行 PSM—DID 估计。表 5 结果显示,在不同匹配方法下,核心解释变量估计系数的方向、显著性均与基准回归一致。这表明本文核心结论对匹配算法的选择不敏感,结果稳健。

表 5 更换 PSM 匹配方法的 PSM—DID 估计结果^①

	参与		支出	参与时长	
	学科类 校外培训	非学科类 校外培训		学科类 校外培训	非学科类 校外培训
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) 基于半径匹配(0.01)的估计结果					
“双减”政策试点	-0.175**	-0.192***	-0.221	-2.639***	-0.413
城市×时期	(0.071)	(0.058)	(0.580)	(0.755)	(0.538)
样本量	14970	14970	14873	11170	11252
调整后 R ²	0.1884	0.2881	0.3366	0.0774	0.1274
(2) 基于核匹配的估计结果					
“双减”政策试点	-0.175**	-0.192***	-0.220	-2.639***	-0.413
城市×时期	(0.071)	(0.058)	(0.580)	(0.755)	(0.538)
样本量	14976	14976	14879	11170	11252
调整后 R ²	0.1882	0.2879	0.3364	0.0774	0.1274

注:控制变量、个体固定效应、年份固定效应均已控制;* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$;括号内为异方差稳健标准误。

① 半径匹配与核匹配均通过平衡性检验。鉴于篇幅,检验结果未予列出。

4. 安慰剂检验

虽然本文已对部分个体、家庭、学校和地区特征变量进行了控制,但仍有可能存在一些非观测因素使得“双减”政策的评估结果受到影响。因此,本文进一步利用 Stata 软件随机生成处理组和政策时间,模拟“双减”政策对学科类和非学科类校外培训参与率以及学科类校外培训参与时长的 1000 次政策冲击。如果“双减”政策的伪估计系数接近 0,则说明实际“双减”政策的估计结果具有可靠性。图 3 显示,估计系数大多集中在 0 附近,且大多数 P 值大于 0.1,表明随机生成的处理组和政策时间对被解释变量的影响并不显著。垂直虚线是表 3 中 PSM—DID 模型的真实估计值,其与伪回归系数相距较远,表明本文得出的真实估计系数并非由偶然因素所得,进一步验证了“双减”政策对学科类和非学科类校外培训参与率以及学科类校外培训参与时长的真实影响效果,增强了研究结论的稳健性。

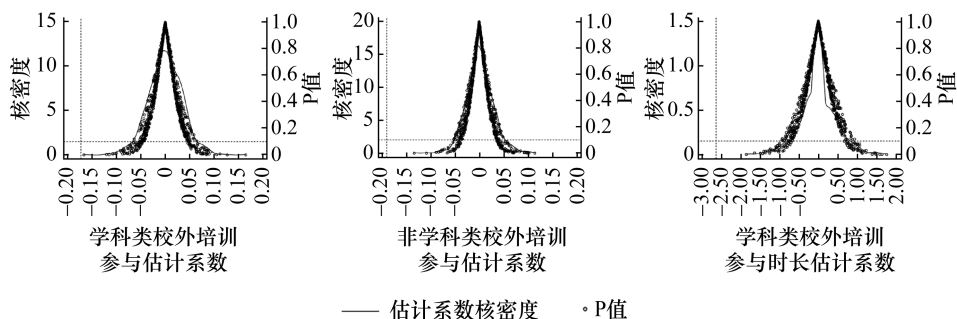


图3 随机处理组与随机政策时间的安慰剂检验

（四）异质性分析

1. 不同学段的异质性分析

基准回归结果表明,“双减”政策能显著降低中小學生学科类和非学科类校外培训参与率以及学科类校外培训参与时长,而对中小學生校外培训支出和非学科类校外培训参与时长没有显著影响。“双减”政策对学科类和非学科类校外培训参与率以及学科类校外培训参与时长的影响在不同群体之间是否存在显著差异?“双减”政策是否仅对特定群体的校外培训支出和非学科类校外培训参与时长存在显著影响?为了进一步探讨以上两个问题,本文对中小學生校外培训参与、支出和参与时长进行相应的分样本回归。为更直观地呈现“双减”政策对不同特征学生校外培训负担的影响,本文依据分样本回归结果绘制系数图。从图4来看,“双减”政策实施后,小学生学科类校外培训参与率和参与时长均显著下降,而初中生学科类校外培训参与率和参与时长均显著上升,初中生非学科类校外培训参与率和参与时长均显著下降。对于高中生来说,学科类和非学科类校外培训参与率和参与时长均没有明显变化。从校外培训支出来

看,各学段的交互项系数均不显著,表明“双减”政策对不同学段学生校外培训支出没有异质性影响。通过对不同学段样本进行异质性分析,本文发现“双减”政策主要影响的是小学生和初中生的校外培训行为。

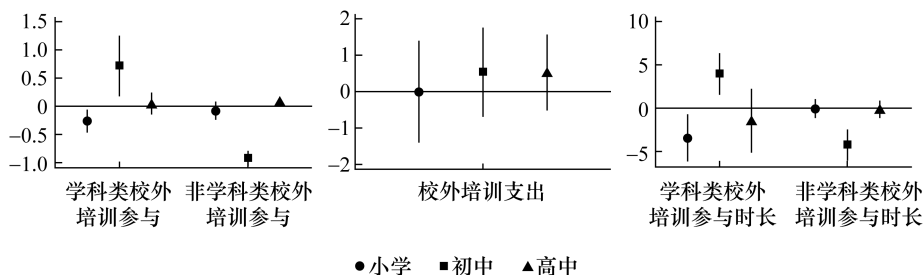


图4 “双减”政策对不同学段学生家庭校外培训负担影响的异质性分析结果

2. 不同父母职业类型的异质性分析

从图5来看,“双减”政策实施后,父母职业类型为办事人员的学生学科类校外培训参与率和参与时长均显著降低,其非学科类校外培训参与率和参与时长没有显著变化。父母职业类型为工人与农民、以及管理人员与专业人员的学生,其学科类和非学科类校外培训参与率和参与时长均没有显著变化。从校外培训支出来看,“双减”政策实施后,父母职业类型为工人与农民、办事人员的学生校外培训支出没有显著变化,而父母职业类型为管理人员与专业人员的学生校外培训支出上升。

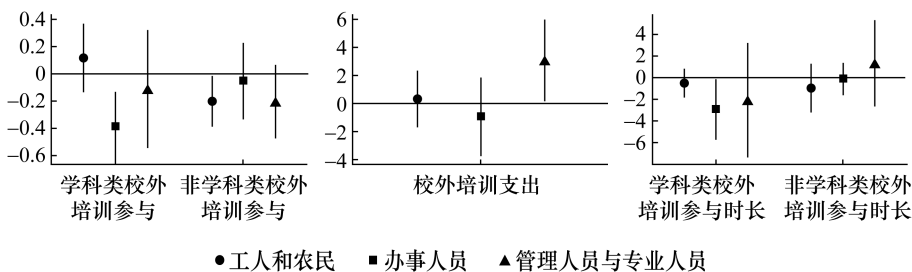


图5 “双减”政策对不同父母职业类型学生家庭校外培训负担影响的异质性分析结果

3. 不同家庭收入的异质性分析

从图6来看,“双减”政策实施后,低收入家庭学生的学科类校外培训参与率、参与时长及校外培训支出均明显下降,其非学科类校外培训参与率和参与时长没有明显变化。中等收入家庭学生的非学科类校外培训参与率明显下降,其学科类校外培训参与率和参与时长以及校外培训支出没有明显变化。而高收入家庭学生的校外培训参与率、校外培训支出和参与时长均没有显著变化。

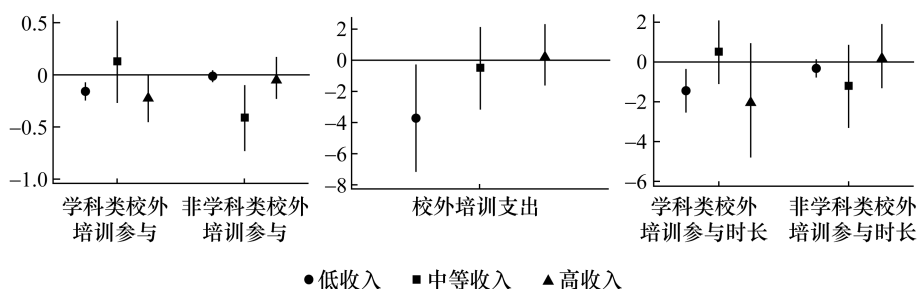


图6 “双减”政策对不同家庭收入学生家庭校外培训负担影响的异质性分析结果

五、结论与政策建议

(一) 结论

本文基于中国家庭追踪调查 2010—2022 年数据,使用 PSM—DID 方法,探讨“双减”政策对中小学生家庭校外培训负担的影响及其异质性,得出以下结论。

1. “双减”政策显著降低了中小学生学科类校外培训参与率和参与时长。

“双减”政策的实施对中小学生学科类校外培训参与率和参与时长有显著的抑制作用。本文这一结论与已有研究保持一致^[25-27],是对“双减”工作的有力支持。“双减”政策实施后,政府大量压减学科类校外培训机构数量,并严格监管学科类校外培训机构的培训行为,全面规范了学科类校外培训市场秩序。此外,2023 年 10 月 15 日起施行的《校外培训行政处罚暂行办法》和 2024 年 2 月 8 日教育部发布的《校外培训管理条例(征求意见稿)》,也明确规定了校外培训机构的业务范围和运营时间等,进一步加强了对学科类校外培训机构的监管。因此,在这一系列政策措施的共同作用下,中小学生学科类校外培训的参与率和参与时长显著降低。过重的校外培训负担往往导致学生课余时间被大量占用,在挤压学生休息时间和自主发展空间的同时,也会对学生心理健康产生消极影响^[28]。而“双减”政策的实施,能有效减轻学生学科类校外培训负担,家长无须花费过多精力接送孩子参加学科类校外培训,缓解了家长的精力负担。此外,这种下降的积极影响除了直接减轻学生学科类校外培训负担外,也能让学生将更多精力投入到学校的课堂学习中,进一步强化课堂教学主渠道和学校教育主阵地作用。

2. “双减”政策实施后,中小学生非学科类校外培训参与率明显下降,其参与时长没有明显变化。

“双减”政策虽主要是对学科类校外培训进行规范,但非学科类校外培训机构也同样受到了政策的冲击。中小学积极响应“双减”政策号召,大力开展课后服务工作。部分学校课后服务内容丰富多彩,包括美术、音乐、科技等。这些优

質校內教育資源在一定程度上滿足了一部分學生的非學科類校外培訓需求,使得原本依賴非學科類校外培訓機構來拓展興趣愛好的部分學生和家長選擇退出非學科類校外培訓。此外,部分家長在“雙減”政策實施後調整了子女的教育策略,將目光從學科類校外培訓轉向非學科類校外培訓^[29]。隨著學科類校外培訓的大幅減少,孩子課餘時間得到重新分配。儘管非學科類校外培訓參與率明顯下降,但其參與時長卻沒有相應減少。由此可以推測,雖然課後服務滿足了部分學生的非學科類校外培訓需求,使得部分學生不再參與非學科類校外培訓,但仍有部分家長將孩子原本用於學科類校外培訓的時間調配到非學科類校外培訓上,讓孩子投入更多精力。這部分學生參與了非學科類校外培訓且延長了參與時長。他們參與時長的增加抵消了整體參與率下降的影響,導致非學科類校外培訓參與時長沒有顯著降低。

3. “雙減”政策實施後,中小學生校外培訓支出整體上沒有明顯變化,但低收入家庭學生校外培訓支出顯著下降,而父母職業類型為管理人員與專業人員的家庭,其學生校外培訓支出顯著上升。

儘管“雙減”政策取得了一定的成效,但从全部樣本看,中小學生校外培訓支出沒有顯著變化,這可能是由於多種原因造成的。一方面,雖然“雙減”政策實施後學科類校外培訓受到嚴格限制,但非學科類校外培訓在政策實施後依然活躍。PSM—DID 估計結果表明,“雙減”政策實施後中小學生非學科類校外培訓參與時長並未受到影響,進一步說明學生和家長的非學科類校外培訓需求仍然很旺盛。已有研究也表明,“雙減”政策實施後部分家長從選擇送子女參加學科類校外培訓轉為參加非學科類校外培訓^[30],更有研究發現學生非學科類校外培訓支出在“雙減”政策實施後有所增加^[31]。因此,可以推測,在學科類校外培訓受限後,部分家庭將原本用於學科類校外培訓的資金轉移到了非學科類校外培訓上,導致校外培訓總體支出沒有明顯下降。另一方面,部分家庭對子女教育的高期望和焦慮情緒,促使他們即使在“雙減”政策的規範下,仍然通過“家教”或更隱蔽的校外培訓方式繼續讓子女參與校外培訓,維持甚至提高了原有的校外培訓支出水平。已有研究指出,“雙減”政策實施後校外培訓市場以私人家教形式轉入地下^[32],而私人家教往往比校外培訓機構收費更昂貴。本文也發現,父母職業類型為管理人員與專業人員的家庭,其學生校外培訓支出在“雙減”政策實施後不減反增,進一步印證了此類現象的客觀存在。

不同經濟條件的家庭會做出不同的校外培訓行為選擇^[33-36]。已有研究表明,家庭社會經濟地位會影響“雙減”政策前後的校外培訓支出,且社會經濟地位較低的家庭受政策影響更大^[37]。“雙減”政策實施後低收入家庭學生校外培訓支出降低,可能是由於其家庭經濟條件相對較差,面臨較高的收入約束^[38],無力承擔過高的校外培訓費用。“雙減”政策的推行,有效遏制了校外培訓的行業亂象。該政策在規範校外培訓市場的同時,也在一定程度上限制了學生和家長獲取校外培訓的途徑。對於經濟條件並不寬裕的家長而言,這種渠道受限可能

会直接促使他们退出校外培训。此外,“双减”政策的执行给这部分家长传递了一个“信号”,让其意识到违规参与校外培训可能带来经济损失等风险。所以,“双减”政策实施后,这类群体在政策引导下会率先减少校外培训支出,从而减轻经济压力。

父母职业类型为管理人员与专业人员的家庭,其学生校外培训支出在“双减”政策实施后显著上升,这可能与其职业特征相关的家庭教育策略有关。相比于工人和农民、办事人员家庭,这类家庭通常具有更高的教育期望和更强烈的阶层维持意愿。根据卢卡斯的有效维持不平等理论,即使教育扩张使得获得教育的机会不平等下降,但优势阶层仍然会寻求质量更高的教育机会^[39]。优势阶层为了获得更高质量的教育机会、维持其竞争优势,会选择课外补习行为来维持或扩大已有优势地位^[40]。“双减”政策的实施容易引发这类家庭的教育焦虑,这类家庭为维持已有的竞争优势,会继续进行校外培训投资。而由于其在经济水平和课外补习支付能力上的突出优势,他们追加校外培训投资也不无可能。“双减”政策实施后,正规学科类校外培训受限。而这类家庭凭借自身丰富的人脉资源和优厚的经济条件,依然可以为孩子找到更隐蔽的校外培训途径,例如私人家教。但私人家教收费往往更为高昂,因此其校外培训支出不降反增。

4. “双减”政策有效减轻了小学生学科类校外培训负担,但初中生学科类校外培训负担进一步加重。

“双减”政策中明确规定了小学生的作业时间,并要求教师指导小学生在校内基本完成书面作业,这些措施在减轻小学生学业负担的同时,一定程度上也降低了他们参与学科类校外培训的需求。此外,小学课程难度较低,大多数家长能为孩子提供简单的辅导,因此小学生对学科类校外培训的依赖程度也相对较低。还有一个重要原因是小学升初中的升学政策采用就近入学结合电脑派位的机制,没有统一的升学考试。这种升学方式极大地减轻了学生的升学压力,学生也不必为了升学投身激烈的考试竞争之中。因此,“双减”政策实施后小学生更容易减少学科类校外培训参与率和参与时长,这有效减轻了小学生学科类校外培训负担。

“双减”政策实施后,初中生退出非学科类校外培训转向学科类校外培训,初中生学科类校外培训负担进一步加重,这可能与初中生面临的升学竞争有关。相比初中阶段,小学阶段的家长更倾向于让子女参加非学科类校外培训。而步入初中,学业压力陡增,家长们期望孩子能在中考的升学竞争中脱颖而出,因此更加关注孩子学科课程的学习。初中生家长不再像小学阶段一样执着于非学科类校外培训,为孩子兴趣爱好“买单”的热情骤减。已有研究也表明,初中生非学科类校外培训参与率低于小学生^[41]。目前我国高中阶段实施“普职分流”政策,由于社会刻板印象等,家长对职业教育认可度普遍不高,这使升学竞争压力前置到初中阶段。家长为了让孩子顺利升学进入普通高中就读,大多会

讓孩子在初中參與學科類校外培訓。在升學指揮棒下,家長的資源分配向學科類校外培訓嚴重傾斜,進一步削減了非學科類校外培訓的投入意願。“雙減”政策意在減輕學生學業負擔、規範校外培訓市場,政策執行後校外培訓市場得到淨化,而初中生面臨的升學競爭壓力並未因“雙減”政策的推行而減輕。學生升學的迫切需求促使他們依然將目光聚焦在學科類校外培訓上,仍然試圖通過學科類校外培訓為中考助力,導致學科類校外培訓參與率和參與時長不降反升,初中生學科類校外培訓負擔進一步加重。

(二) 政策建議

基於本研究的結論,本研究提出以下政策建議。

1. 持續鞏固“雙減”成果,加強學科類校外培訓監管。

本研究發現,“雙減”政策顯著降低了中小學生學科類校外培訓參與率和參與時長,表明當前“雙減”政策在學科類校外培訓治理方面已取得明顯成果。習近平總書記在2024年全國教育大會上的重要講話中強調,要“持續鞏固‘雙減’成果”。《教育強國建設規劃綱要(2024—2035年)》中也明確強調統籌推進“雙減”,鞏固校外培訓治理成果,严控學科類培訓。但成果的維系面臨諸多挑戰,反彈風險猶存。本研究也發現,“雙減”政策實施後初中生學科類校外培訓負擔仍未有效減輕,初中生面臨中考升學壓力,更易成為違規學科類校外培訓的潛在對象。因此,在《校外培訓行政處罰暫行辦法》和《校外培訓管理條例(征求意见稿)》的約束下,應堅定不移保持對學科類校外培訓機構治理的高壓態勢,防止學科類校外培訓違法行為的死灰復燃。此外,“雙減”政策實施後,弱勢階層大多選擇退出參與校外培訓,而部分優勢階層仍維持原狀甚至加大校外培訓支出,這無疑將加劇教育結果的不公平。為切實防范“雙減”政策落地帶來新的教育不公平問題,政府應該精準施策,筑牢教育公平防線。一方面,政府應該嚴格治理校外培訓隱形變異問題,堅決打擊各類違規培訓行為,有效切斷優勢階層通過不正當途徑獲取額外教育資源的渠道,營造公平競爭、健康有序的教育生態。同時,政府作為教育公平的維護者,應致力於讓學生在學習資源的獲取上保持相對均衡的狀態,打破因資源分配不均而造成的教育壁壘。例如,政府加大对教育信息化建設的投入,大力推動涵蓋各學科優質課程資源的免費在線教育網站建設與推廣,以滿足不同年齡段、不同學習水平學生多樣化、個性化的學習需求。

2. 規範非學科類校外培訓,防范其成為學業負擔的新源頭。

隨著“雙減”政策穩步推進,學科類校外培訓得到有效管控,然而非學科類校外培訓卻滋生了一些不良傾向。本研究發現,“雙減”政策實施後中小學生校外培訓支出沒有明顯變化,可能是家長將學科類校外培訓支出轉移到了非學科類校外培訓支出上。本研究進一步發現,“雙減”政策實施後中小學生非學科類校外培訓整體參與率雖明顯下降,但平均參與時長卻沒有變化,說明參與非學科類校外培訓的學生參與時長反而增加了。因此,為切實減輕學生學業負擔和

家庭经济负担,政府在严格监管学科类校外培训的同时,仍需进一步规范非学科类校外培训,防范非学科类校外培训成为学生学业负担的新源头。《教育强国建设规划纲要(2024—2035 年)》将“规范非学科类培训”纳入其中,为当下的校外培训治理指明了方向。部分校外培训机构无视政策法规,打着非学科类校外培训的旗号,实际上违规开展学科类校外培训活动,应防范非学科类校外培训向学科类异化。2024 年 2 月,中国民办教育协会发布了《中小学舞蹈类校外培训指引(试行)》,中国民办教育协会和中国青少年科技教育工作者协会共同发布了《中小学生编程类校外培训行为指引(试行)》。这些文件为开展这两类非学科类校外培训提供了科学指导和依据,也为非学科类校外培训的规范提供了范例。应以此为蓝本,加速针对音乐、美术、体育等其他各类非学科类校外培训专门指导文件的制定与出台。只有多管齐下,才能确保非学科类校外培训健康发展,真正成为学校教育的有益补充,而非学生学业负担的新源头。

3. 提升学校课后服务质量,助力实现教育公平。

“双减”政策实施后初中生学科类校外培训负担不减反增,表明其学科课程学习需求尚未得到满足。学校应提升课后服务质量,通过为学生提供辅导答疑和学习拓展指导,进一步满足学生在学科课程上的多样化需求,减轻其对学科类校外培训的依赖。同时,“双减”政策实施后非学科类校外培训参与率虽明显下降,但其参与时长却没有变化。学校课后服务满足了部分学生的非学科类学习需求,但仍有部分学生大量参与非学科类校外培训。因此,学校应通过课后服务满足更多学生非学科类校外培训需求。例如,政府应推动学校引入专业的艺体类人才,如退役运动员、艺术院校毕业生等,充实课后服务师资力量。学校邀请专业人士开展定期培训,提升校内教师的课后服务水平。学校丰富课后服务内容,给学生提供高质量的课后服务,让学生学科类和非学科类校外培训需求在校内得到满足,减少其对校外培训的依赖。通过提高学校课后服务质量,缩小家庭通过校外培训进行优势资源代际传递而形成的教育差距,从而促进教育公平。此外,向弱势家庭的学生提供免费课后服务,并给予相应的学业辅导支持,让其学习需求在校内得到充分满足,不仅能有效替代弱势家庭学生校外培训需求,也能减轻弱势家庭相应经济负担,进一步推动教育公平的实现。

(三) 研究局限

本文也存在一定的局限性。第一,由于 CFPS 公开数据仅提供省份编码,无法区分同一省份内的试点与非试点城市。为避免对照组污染,本文剔除了相关省份样本。这虽提高了因果识别的清晰度,但也可能在一定程度上影响了样本的全国代表性。第二,CFPS 数据未区分学科类和非学科类校外培训支出。因此,本研究无法从学科类和非学科类校外培训的视角,深入探讨“双减”政策实施后中小学生校外培训支出没有显著变化的深层次原因。若后续研究能获取相关数据,则能够更精准地估计“双减”政策效应。

参考文献

- [1] 薛海平,左舒艺.我国基础教育学生参加课外补习的现状与变化趋势[J].教育科学研究,2021,(1):16-25.
- [2] Zhu, X., Haegele, J. A., Liu, H., & Yu, F. (2021). Academic Stress, Physical Activity, Sleep, and Mental Health among Chinese Adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(14), 7257.
- [3] 李适源,刘爱玉.“忧郁的孩子们”:课外补习会带来负向情绪吗?基于中国教育追踪调查(CEPS)两期数据的因果推断[J].社会,2022,42(2):60-93.
- [4] 薛海平,孙慧敏.学业负担对初中生身体健康的影响研究——基于中国教育追踪调查(CEPS)数据分析[J].当代教育科学,2022,(1):86-95.
- [5] Chen, Q., Huang, J., & Pei, C. (2024). A neglected health burden of shadow education? Effects of private supplementary tutoring on middle school students' vision in China. *Children and Youth Services Review*, 158, 107463.
- [6] 刘钧燕.“双减”能消除学科类校外培训需求吗?——基于有限理性视角的实证研究[J].华东师范大学学报(教育科学版),2023,41(9):71-84.
- [7] 罗艳华,程红艳.“双减”政策减负成效及其影响因素分析[J].山西师大学报(社会科学版),2023,50(4):88-95.
- [8] 付卫东,胡依然,张杉.“双减”政策实施后谁在参加中小学学科类校外培训——基于6省30县(市、区)的调查[J].教育科学研究,2024,(7):22-28.
- [9] 宁本涛,陈祥梅,袁芳等.“减轻校外培训负担”实施成效及生态复合治理机制透析——基于我国152个地级市“校外培训负担”现状的调查[J].中国电化教育,2022,(7):50-57.
- [10][25] 魏易,康乐.“双减”政策短期效果评估:基于中国教育财政家庭调查的分析[J].北京大学教育评论,2024,22(1):155-173.
- [11] 魏易.“双减”政策的短期效果评估——基于微观家庭调查和网络平台数据的分析[J].教育与经济,2025,(4):43-52.
- [12][26] 孟涓涓,王辉,杨宇等.家庭教育支出与身心健康——对“双减”政策的效果评估[J].经济管理,2024,3(1):27-54.
- [13][16][27][31] 庞小冬,薛海平,肖凤秋.“双减”政策对学生家庭校外培训参与和支出的影响[J].华东师范大学学报(教育科学版),2025,43(1):17-36.
- [14] 北京市人民政府.一文看全看懂北京“双减”工作措施[EB/OL].(2021-08-18)[2026-04-28].https://www.beijing.gov.cn/zhengce/zcjd/202108/t20210818_2470433.html.
- [15] 梁丹.“双减”政策对高中影响几何[N].中国教育报,2022-03-01(03).
- [17] 李娉.中国政策试点的三重逻辑:历史、理论与实践[J].学海,2023,(5):13-24.
- [18] 李春玲.社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)[J].中国社会科学,2003,(3):86-98.
- [19] Ashenfelter, O., & Card, D. (1985). Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *The Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648-660.
- [20] 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.
- [21] Dehejia, R. H., & Wahba, S. (1999). Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American statistical Association*, 94(448), 1053-1062.
- [22] 宋弘, 罗吉罡, 黄炜. 教育扶贫与人力资本积累: 事实、机制与政策含义[J]. 世界经济, 2022, 45(10): 3-27.
- [23] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 192-208.
- [24] Ge, R., Huang, J., & Shi, X. (2025). Cleaner water and higher housing prices: Evidence from China. *Journal of Public Economics*, 245, 105374.
- [28] 薛海平, 杨路波. 教育高质量发展视角下学业负担对初中生心理健康的影响研究[J]. 宏观质量研究, 2022, 10(6): 118-128.
- [29][30] 高巍, 杨根博, 龚欣. “双减”政策下中小学课后服务实施质量研究——基于 7 省 25 区县的实证调查[J]. 宏观质量研究, 2023, 11(6): 120-128.
- [32] 余晖. 学科类家教服务的准公共物品属性与准市场监管制度[J]. 南京社会科学, 2024 (02): 119-127.
- [33] 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.
- [34] Zhou, Y., & Wang, D. (2015). The family socioeconomic effect on extra lessons in Greater China: A comparison between Shanghai, Taiwan, Hong Kong, and Macao. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 24(2), 363-377.
- [35] 吴翌琳. 初中生课外补习的影响因素研究——基于 CEPS 的调查数据分析[J]. 教育科学, 2016, 32(5): 63-73.
- [36] 魏易. 校内还是校外: 中国基础教育阶段家庭教育支出现状研究[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2020, 38(5): 103-116.
- [37] Liu, D., Morgan, W. J., Zhang, X., & Wu, W. (2024). Private tutoring before and after the “double-reduction” policy in China: choices and rationale. *SAGE Open*, 14(2), 1-14.
- [38] 张翼. 当前中国社会各阶层的消费倾向——从生存性消费到发展性消费[J]. 社会学研究, 2016, 31(4): 74-97.
- [39] Lucas, S. R. (2001). Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects. *American Journal of sociology*, 106(6), 1642-1690.
- [40] 吴愈晓. 教育分流体制与中国的教育分层(1978—2008)[J]. 社会学研究, 2013, 28(4): 179-202.
- [41] 薛海平, 师欢欢. 起跑线竞争: 我国中小学生首次参与课外补习时间分析——支持“双减”政策落实的一项实证研究[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2022, 40(2): 71-89.