

学生课外补习参与的同伴效应研究

金红昊, 谢心怡, 杨 钊

[摘要] 在密集型育儿模式下, 教育投资逐渐从学校场域内延伸至学校场域外, 愈来愈多的家庭购买课外补习, 以期帮助子女在升学选拔中取得相对竞争优势。同伴是学生学业发展和升学竞争的核心参照群体, 会对学生及家庭的教育选择产生深刻的影响。本文从同伴效应的视角切入, 基于中国教育追踪调查数据, 探讨同伴对学生课外补习参与的影响, 并对内在的影响机制进行深入分析。实证分析发现, 学生课外补习参与存在明显的同伴效应。就其影响机制而言, 班均课外补习参与率的提升会改变学生家长对于课外补习效用的认知, 并增加班级内部的学业竞争压力, 从而提升学生个体参与课外补习的可能性。本文研究结论不仅从学理层面揭示了教育竞争和课外补习参与之间的关联性, 更能从实践层面为合理引导学生的课外补习参与行为提供政策启示。

[关键词] 课外补习; 同伴效应; 规范效应; 压力效应; 工具变量法

一、引言

“你不学别人在学啊! 孩子也是没办法, 顶着脑袋去上很多课, 能吸收百分之二三十就不错了。”2018年11月,《疯狂的黄庄》一文将课外补习市场的膨胀与异化引入公众视野, 刻画出教育竞争之下家长的紧张与无奈。^① 在优质教育资源——尤其是精英大学入学机会稀缺——的情境下, 以考试为重心的选拔机制催生了巨大的升学焦虑。受密集型育儿模式的影响, 教育投资逐渐从学校场域内延伸至学校场域外, 家庭购买课外补习并为之投入大量的时

[收稿日期] 2021-04-06

[作者简介] 金红昊, 北京大学教育学院, 电子邮箱地址: hhjin@pku.edu.cn; 谢心怡, 北京大学教育学院, 电子邮箱地址: xiexinyi2020@126.com; 杨钊(通讯作者), 北京大学教育经济研究所, 电子邮箱地址: pyang@gse.pku.edu.cn。

^① 详见:《疯狂的黄庄》, https://www.guancha.cn/ChanJing/2018_11_19_480240.shtml。

间与精力,冀图以此种方式换取子女在升学竞争中的相对优势(薛海平,2015)。2015年PISA数据显示,我国京沪苏广四省市15岁学生参与课外补习的比例已超过60%,课外补习的普遍化成为基础教育发展不容忽视的现实趋势(OECD,2015)。

我国高比例的课外补习参与源于基础教育均衡化与高等教育分化之间的张力(杨钊,2020)。国内基础教育以均衡化发展为导向,政府通过资源调配、限制择校等政策举措,平衡各学校的师资、生源和教学资源,旨在缩减校际教育质量的差异(薛海平,2015)。与之相对,我国的高等教育体系存在明显的分化,在高等教育规模扩张的进程中,地方本科院校、民办本科院校和高职院校承担了高等教育大众化的任务,而高选拔性研究型大学的招生规模却维持稳定,精英院校的录取率甚至略有收缩(李春玲,2014;Yang and Wang,2020)。精英院校的符号价值和教育回报已成为社会共识,也激发了家长的教育期待(刘云杉,2015;许玲丽和艾春荣,2016)。基础教育的均衡化发展限制了家庭校内教育参与的空间(Lee et al.,2010;Park et al.,2011),在此情景下,如何帮助子女进入具有高度筛选性的精英大学?购买课外补习成为多数家庭的选择。家长期待通过课外补习提升子女的学业表现,帮助子女在升学竞争(继而在未来的就业竞争和社会竞争)中取得相对优势(薛海平和方晨晨,2020)。

已有研究证实了个体特征、家庭背景以及学校特征等对课外补习参与的影响。但如前文所述,受基础教育均衡化和高等教育分化的影响,在升学选拔机制中取得相对竞争优势是家庭购买影子教育的重要动机。同伴是学生学业发展和升学竞争的核心参照群体,会对学生及家庭的教育选择产生深刻的影响。鉴于此,本文尝试从同伴效应的视角切入,基于中国教育追踪调查数据,探讨同伴对学生课外补习参与的影响,并对影响机制进行深入分析。本文结论不仅从学理层面揭示了校内教育竞争和课外补习参与之间的关联性,更能从实践层面为合理引导学生的课外补习参与行为提供政策启示。

二、同伴与学生课外补习参与

(一)学生课外补习参与的影响因素

影子教育的盛行成为全球基础教育发展的共同趋势,已有研究通过广泛的理论与实证探索,揭示了学生课外补习参与背后国家宏观背景、学校、家庭及个体特征的广泛影响。

就宏观国家教育体制与社会经济发展状况而言,在高等教育系统分化和

考试选拔为主的教育体制之下，课外补习的参与率较高(Baker et al., 2001)。文凭主义的社会观念系统在文凭和社会地位之间建立了紧密的联系，催生了文凭竞争和影子教育参与需求，中国、日本、韩国等东亚国家都呈现出相似的制度特征。值得关注的是，已有研究指出，国家内部收入不平等程度越高，学生课外补习的参与率也越高，课外补习逐渐成为学校教育之外的社会再生产的一种路径机制(杨钊，2020)。学校是影响学生课外补习参与的中观因素，学校教育质量的提升、师生比的改善以及校间教育资源分布的均衡化，均会降低学生课外补习参与的比例(Dang, 2007; Song et al., 2013; Kim and Park, 2010)。在影响学生课外补习参与的微观因素中，家庭得到了最多的关注。“密集育儿”文化的流行使得父母越来越多地卷入子女教育之中。家庭社会经济地位、亲子关系以及父母教育期望均与学生的课外补习参与密切相关(Zhang and Bray, 2015; 林晓珊, 2018; 薛海平, 2020)。此外，已有研究也关注了学生个体层面的诸多特征对课外补习参与的影响，如性别、族裔、教育期望与教育成就等(Buchmann, 2010; Song, et al., 2013)。

综合已有研究可以发现，“国家—学校—家庭”由大而小，构成学生生活其中的三层场域，不可避免地对学生的教育选择产生影响，这为认识和理解学生的课外补习行为奠定了基础。但另一方面，值得关注的是，在相同的教育体制之下，课外补习参与出现了明显的群聚现象——重点学校、重点班级的课外补习参与率相对较高(薛海平, 2015; Zhang and Bray, 2015)。诚然，已有研究所涉及的学校特征、家庭经济文化资本以及学生个人的教育成就等因素均能部分解释这种现象。但是，同伴亦值得特别关注，因为其是学生学业发展和升学竞争的核心参照群体，会对个体教育选择和教育行为产生不容忽视的影响。

(二) 学生课外补习参与的同伴效应

同伴效应是解释青少年行为的重要视角，早在20世纪60年代，《科尔曼报告》就指出，学校中的同辈群体是影响教育结果的重要因素(Coleman, 1966)。已有研究表明，同伴效应会影响学生的生理特征(权小娟等, 2019)、学业表现(程诚, 2017)以及运动行为等(权小娟和卢春天, 2020)。

课外补习教育和校内正规教育是学生教育参与中密切相关的两个侧面。同伴作为正规教育中的核心参照群体，会对学生的教育选择产生深刻的影响。默顿将参照群体分为隶属参照群体和非隶属参照群体，学校班级是学生重要的隶属参照群体(默顿, 2006)。当前我国中学生每日在校学习时长大多达7—8小时以上，班级成为其日常学习和生活最重要的组织环境和结构情境(曹蕊和吴愈晓, 2019; 吴愈晓和张帆, 2020)。

Kelley(1952)指出,参照群体具有“规范”(conformity)和“比较”(social contrast)两种功能,规范功能的意涵是参照群体能为个体建立观点和行为层面的显性或隐性规范;而比较功能的意涵是个体会根据自身在参照群体中的相对位置进行自我评价和行为选择。聚焦课外补习参与的同伴效应,上述两种功能可分别概括为规范效应和压力效应。

1. 规范效应

规范效应意指,同伴群体的价值态度、行为表现及决策选择会形成隐性的规范,这种隐性的规范会塑造身处其中的个体的认知,从而改变其行为。在规范效应的作用下,个体会表现出与同伴相同(或相似)的价值观念,做出与同伴相同(或相似)的行为或决策。教育领域的相关实证研究揭示了规范效应的广泛存在,例如,同伴会对青少年的教育期望产生影响,青少年的教育期望会随班级平均教育期望的升高而提高(曹蕊和吴愈晓,2019; Carbonaro and Workman, 2016)。学生的学业成就和教育选择也会受到规范效应的影响(程诚,2017; Fletcher, 2012; Hasan and Badge, 2013)。

基于规范效应,随着班级内部参与课外补习学生人数的增加,学生及家长将感知到课外补习的效用和重要性。考虑到学生的教育决策主要在家庭环境中做出(Entrich, 2015),家长也是学生课外补习行为的主要付费者,家长对课外补习的认知将尤为重要。在课外补习参与率较高的班级内部,家长会社会交往互动和子女反馈之中认识到课外补习是一种改善学业表现的重要方式,这种认知将大幅提升购买课外补习的可能性,从而提高学生个体的课外补习参与率。与之相反,在课外补习参与率较低的班级内,针对课外补习的效用认知无法形成群体共识,也无法对学生及其家长的教育选择产生影响。

2. 压力效应

在压力效应的作用下,个体在进行自我评价时,并不仅仅会依据自身的绝对能力,更会依据自身的相对能力(即自身在参照群体中所处的位置)。在同伴群体中所处的相对位置是学生自我评价及父母、教师对其进行评价的重要参照,当同伴群体的整体能力较强时,学生(及父母、教师等)对自身的相对评价会降低,反之,当同伴群体的整体能力较弱时,学生(及父母、教师等)对自身的相对评价会提升。在20世纪60年代, Davis(1966)的研究就发现,学生倾向于通过与同一学校的同学进行比较来评价自身的学术能力,在平均水平较高的学校,学生容易产生“相对剥夺感”(relative deprivation),并影响自身的教育和职业抱负。Davis(1966)的研究被 Marsh(1987)归纳为“大鱼小池效应”。近年来,国内外研究也不断证实该效应的存在。相同能力的学生,当身处高能力的班级或学校时,对自我的评价较低;当身处低能力或平

均能力的班级或学校时,对自我的评价较高(Pop-Eleches and Urquiola, 2013; Seaton et al., 2010)。

基于压力效应,当班级的整体学业水平较高时,学生自我评价的学业表现和学业能力将相对降低,在这种情况下,学生个体可能会更倾向于参与课外补习,以追赶优秀的同学并获得相对竞争优势;反之,当班级的整体学业水平较低时,学生自我评价的学业表现和学业能力将相对提升,在此情境下,同伴学业竞争压力的缓和将降低学生个体参与课外补习以换取竞争优势的动机。

(三)研究假设

基于以上对既有研究的梳理和总结,本文提炼出如下三个研究假设:

研究假设一:班级同伴的课外补习行为会显著提升学生个体参与课外补习的可能性。

研究假设二:家长对课外补习重要性的认知将在班级同伴的课外补习行为和学生个体的课外补习行为之间发挥中介作用。

研究假设三:班级整体学业水平将在班级同伴的课外补习行为和学生个体的课外补习行为之间发挥中介作用。

三、数据、变量与方法

(一)数据与样本

本研究使用中国人民大学社会调查中心实施的中国教育追踪调查数据库(简称CEPS数据库)。CEPS数据库目前开放了基线调查和第一次追踪调查两期数据,基线调查于2013—2014学年实施,以七年级(初一)学生和九年级(初三)学生作为调查起点,第一次追踪调查于一年后(即2014—2015学年)针对原七年级样本进行追访。CEPS数据库采用分层概率抽样的方法,从全国随机抽取28个县(区)、112所学校、438个班级开展调查,被抽中的班级学生全部入样,同步实施学生问卷、家长问卷、教师(班主任)问卷与校领导问卷四套问卷。基线调查共覆盖19487名学生样本,其中七年级学生10279名,九年级学生9208名。第一次追踪调查成功追访了9449名原七年级学生,追访率达91.9%,并补充了471名新入样本。

围绕研究议题,本研究针对原始数据开展了一系列样本匹配、样本筛选与变量清洗工作。首先,基于样本编码,对基线调查、追踪调查两期数据进行纵向匹配,再对学生问卷、家长问卷、教师问卷以及校领导问卷数据进行

横向匹配。其次,删除基线调查中的九年级学生样本(未被追访),追踪调查中未成功追访的样本以及新入样本也予以剔除。最后,由于考试成绩等重要的数值型变量存在奇异值,本研究对其进行替换和调整。

(二)变量

本研究主要关注的因变量为初中生的课外补习参与情况,问卷题项为学生本学期是否参加过奥数、数学、语文或英语补习,处理为虚拟变量,1=是,0=否。此外,本研究还将针对不同类型的补习参与做更为细致的对比分析,包括奥数、数学、语文、英语等学科补习,以及绘画、音乐、书法、舞蹈等兴趣辅导。

自变量为同伴的课外补习参与情况,自变量的操作化涉及同伴范围的界定问题。考虑到初中阶段的学生管理、课程学习、成绩评价以及日常交往都以班级为单位进行,且相关研究表明,相较于学校或年级层面的同伴效应,班级层面的同伴效应对学生个体的学业成就影响更强烈(Burke and Sass, 2013)。本研究参考既有研究的一般处理方法(李长洪和林文炼, 2019),将除个体自身外班级内其他学生的平均课外补习参与率作为同伴行为的代理变量。与此同时,本研究对自变量做一期滞后处理,使用基线调查中班均补习参与率预测追踪调查时学生个体的补习参与情况,以提升分析结论的可靠性。

此外,为应对同伴效应估计过程中可能存在的内生性问题,本研究引入工具变量法进行稳健性检验。具体选择的工具变量为同伴家长的学业要求和未来信心,问卷题项分别为“您对这个孩子的成绩有什么要求(1=没有要求~4=班上前五名)”,“您对孩子的未来是否有信心(1=根本没有信心~4=很有信心)”。以上两个变量均处理为基线调查时的班内平均值(剔除个体本人),工具变量选择的合理性论证详见后文。

针对同伴效应的影响机制,本研究使用家长对补习重要性的认知(规范效应)、班级整体学业水平(压力效应)作为中介变量。补习重要性认知变量来源于家长问卷,具体题项为“你认为学生成绩的好坏与是否参加补习有关系吗?”,1=有关系,0=没有关系。班级整体学业水平变量来源于教师问卷,具体题项为“和本校同年级的其他班相比,目前您这个班的学业成绩处于什么样的水平?”,1=最差的,5=最好的,如同一个班有多名教师填写问卷,则取其打分均值。

最后,本研究将个体特征、学业情况、父母教育参与、家庭社会经济地位以及学校特征等相关变量纳入控制。个体特征包括性别(1=男性,0=女性)和是否独生子女(1=独生,0=非独生)两个变量。学业情况由学生的学业投入(平均每天在完成课程作业上投入的时间,单位:小时/天)和标准化学业

成绩(语文、数学、英语三门课程考试成绩之和的校内标准化分数)两个变量组成。父母教育参与包含内部参与和外部参与两个维度,前者指父母指导功课、检查作业的频率(1=从不,4=几乎每天,两个题项均值),后者指父母与孩子共进晚餐、参观博物馆、外出看演出等的频率(1=从不,6=每周一次以上,三个题项均值)。家庭社会经济地位操作化为父母受教育程度(1=没受过任何教育,9=研究生及以上)和家庭经济条件(1=非常困难,5=很富裕)三个变量。学校特征包括学校的教学排名情况(1=最差,5=最好)和生均财政拨款情况(单位:千元)。此外,考虑到不同县(区)之间可能存在不可观测的异质性,本研究同时在模型中加入县(区)固定效应,即各县(区)的虚拟变量。表1汇报了相关变量的来源及描述统计情况。

表1 相关变量来源及描述统计

类型	变量	来源	均值	标准差	
因变量	课外补习参与	追踪调查—学生问卷	35.3%	47.8%	
自变量	班均课外补习参与率	基线调查—学生问卷	35.1%	24.4%	
中介变量	班级整体学业水平	追踪调查— 任课教师问卷	3.363	0.838	
	家长补习重要性认知	追踪调查— 家长问卷	0.101	0.301	
工具变量	班均家长学业要求	基线调查—家长问卷	3.104	0.184	
	班均家长未来信心	基线调查—家长问卷	3.311	0.187	
个体特征	性别(男性=1)	追踪调查—学生问卷	0.522	0.500	
	独生子女(是=1)	追踪调查—学生问卷	0.443	0.497	
学业情况	学业投入	追踪调查—学生问卷	3.366	1.024	
	标准化学业成绩	追踪调查—学生问卷	0.000	0.994	
控制 变量	家长教育参与	内部教育参与	追踪调查—学生问卷	1.899	0.992
		外部教育参与	追踪调查—家长问卷	3.259	0.809
家庭社会 经济地位	父亲受教育程度	追踪调查—家长问卷	4.248	1.995	
	母亲受教育程度	追踪调查—家长问卷	3.969	1.988	
	家庭经济条件	追踪调查—家长问卷	2.813	0.610	
学校特征	办学排名	追踪调查—校领导问卷	3.976	0.844	
	生均财政拨款(千元)	追踪调查—校领导问卷	1.097	0.750	
县(区)固定效应	各县(区)虚拟变量	—	—	—	

(三)分析策略

同伴效应研究可能面临一系列挑战,主要为情境效应(本质为遗漏变量偏误)和关联效应(本质为自选择偏误)两大问题,均可能造成对同伴效应的估计偏差。情境效应指出,同伴之间在行为层面出现的相似性,可能是由于同伴群体所处的共同情景因素导致。在本研究中,同一个班级内的学生可能共同处于一种易于参与课外补习的情境之内,如当地对于课外补习的管理政策较为宽松、班主任提倡学生参加课外补习等,这种共同的情境因素可能导致同伴行为与个体行为之间的虚假关联性。关联效应则指出同伴群体形成中存在的自选择问题,即具有相同特质和行为倾向的个体更容易成为同伴。例如,学业表现较好、补习意愿较强、家庭支付能力较高的学生可能聚集在校内实验班之中,这也会造成对同伴效应的高估。

鉴于此,本研究综合使用多种计量分析工具以回应研究问题,研究思路具体沿以下三个步骤展开。

首先,以二元 Logistic 回归模型作为基准模型,使用滞后一期的班均课外补习参与率作为同伴行为的代理变量,验证学生课外补习中同伴效应的存在。

其次,本研究使用两种方案以检验同伴效应。第一种检验思路是针对学科补习类和兴趣辅导类两种不同类型的课外补习参与情况进行对比分析。初中阶段的考试竞争主要围绕学科成绩展开,美术、音乐等兴趣辅导类培训班的参与较少受到同伴压力的影响。若对比分析发现,奥数、数学、语文、英语等学科补习的参与存在同伴效应,而绘画、音乐、书法、舞蹈等兴趣辅导的参与不存在同伴效应或同伴效应相对较弱,则可以为本研究分析结论提供佐证。

第二种检验思路是采用工具变量法处理内生性问题。工具变量法通过引入与随机扰动项不相关的外生工具变量,修正内生自变量系数的估计偏差。工具变量的选择需要满足“排他性约束”的条件,即工具变量与自变量相关且与随机扰动项不相关,这意味着工具变量对因变量的影响仅通过自变量产生(陈云松,2012)。参考 An(2015)的分析策略,本研究使用同伴家长的学业要求和未来信心作为工具变量,通过两阶段最小二乘法(2SLS)检验基准回归结果的稳健性。同伴家长的学业要求和未来信心会影响同伴的课外补习参与情况,这满足了工具变量的第一项条件,即与自变量存在较强的相关性。与此同时,同伴家长的行为却不太可能直接影响学生自身的补习参与情况,这从逻辑上符合工具变量的第二项条件,即工具变量具有外生性,不会直接对因变量产生影响。后文也将提供弱工具变量检验、过度识别检验以及内生性检

验的结果，以证实工具变量选择的有效性。

最后，针对同伴效应的影响机制，本研究使用逐步回归法，以验证同伴的课外补习参与率是否通过压力效应和规范效应两条路径影响学生自身的课外补习参与。

四、学生课外补习参与的同伴效应分析

(一) 基准回归结果

表2汇报了基准回归结果，整体而言，学生课外补习参与呈现出明显的同伴效应，班级平均补习参与率对学生个人的课外补习参与具有显著的正向预测力。

表2 学生课外补习参与的同伴效应：基准回归结果

变量	(1) 课外补习参与	(2) 课外补习参与	(3) 课外补习参与
班均课外补习参与率(%)	1.040*** (0.001)	1.029*** (0.001)	1.023*** (0.002)
控制变量			
个体特征		✓	✓
学业情况		✓	✓
家长教育参与		✓	✓
家庭社会经济地位		✓	✓
学校特征		✓	✓
县(区)固定效应			✓
伪R ²	0.142	0.183	0.200
样本量	9449	7049	7049

注：汇报系数为机率比(odd-ratio)；括号内为稳健标准误；显著性水平：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

具体而言，在未纳入任何控制变量的情况下，表2列(1)结果表明，班均补习参与率每提升1个百分点，身处其中的学生个人参加课外补习的机率比会提升4%($1.040 - 1 = 0.040$ ，下同)。考虑到课外补习参与受到学生个体、家庭以及学校等诸多因素的影响，表2列(2)将个体特征、学业参与、家庭教育参与、家庭社会经济地位以及学校特征等诸多变量纳入控制，模型的拟合优度有了一定提升($\Delta R^2 = 0.041$)，结果显示学生课外补习参与的同伴效应依旧存在，系数略有减小。最后，表2列(3)在模型中进一步加入县(区)固定

效应,以消除区域经济发展水平差异对分析结论的干扰,班均补习参与率与学生个体补习参与的正向关联性仍显著存在,研究假设一得到了证实。

(二)稳健性检验

1. 区分补习类型

如前文所述,同伴效应的分析会受到关联效应(本质为反向因果偏误)和情境效应(本质为遗漏变量偏误)等问题的挑战。考虑到竞争和同辈压力主要凸显于学业方面,鉴于此,本文将补习类型划分为针对学科知识的学业补习和针对艺术特长的兴趣辅导两种类型,分别展开讨论。如果在学业补习领域证实同伴效应的存在,而在兴趣辅导领域却未发现同伴效应,则可以从侧面排除关联效应和情境效应的干扰,佐证分析结论的稳健性。表3汇报了区分补习类型讨论的结果。

表3 学生课外补习参与的同伴效应—区分补习类型的讨论

变量	学业补习				兴趣辅导			
	(1) 奥数	(2) 数学	(3) 语文	(4) 英语	(5) 绘画	(6) 书法	(7) 音乐	(8) 舞蹈
班均参与率(%)	1.024** (0.011)	1.027*** (0.003)	1.019*** (0.004)	1.017*** (0.003)	0.984 (0.009)	1.014 (0.016)	1.020*** (0.006)	0.977 (0.163)
各控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
伪R ²	0.124	0.170	0.103	0.174	0.082	0.067	0.135	0.153
样本量	7049	7049	7049	7049	7049	7049	7049	7049

注:汇报系数为机率比(odd-ratio);括号内为稳健标准误;显著性水平:* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表3列(1)至列(4)所示的分析结果显示,在奥数、数学、语文以及英语等学业补习领域,班均课外补习参与率的提升会显著增加学生个人参与课外补习的可能性。而列(5)至列(8)所示的绘画、书法、舞蹈等兴趣辅导类的课外补习则不存在同伴效应,仅有音乐一项通过了显著性检验。整体而言,学生课外补习参与的同伴效应集中于以学科知识为导向的学业补习方面,这证实了前文分析结论的稳健性。

2. 工具变量法估计结果

此外,本文引入工具变量法的研究思路,将同伴家长的相关特征作为同伴行为的工具变量(IV),以解决同伴效应分析中可能存在的内生性问题。表4汇报了基于工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果。

表4 学生课外补习参与的同伴效应—基于工具变量法的分析结果

变量	(1) 第一阶段回归	(2) 课外补习参与
班均课外补习参与率(%)		0.009*** (0.002)
工具变量		
班均家长学业要求	6.943*** (1.220)	
班均家长未来信心	13.280*** (1.019)	
各控制变量	√	√
工具变量有		
弱工具变量检验(F值)	125.277(>16)	
过度识别检验	1.642(P=0.200)	
内生性检验(DWH)	4.079(P=0.044)	
调整后 R ²	0.744	0.228
样本量	6886	6886

注：使用二阶段最小二乘法估计；括号内为稳健标准误；显著性水平：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

有效的工具变量应满足“排他性约束”条件，即工具变量与内生自变量具有强相关性，且对因变量而言具有外生性。由表4所示，弱工具变量检验结果显示，F统计量为125.277，远高于经验界限 $F > 16$ ，不存在弱工具变量问题。过度识别检验证明了工具变量的外生性，内生性检验也证实了使用工具变量法估计的必要性。表4列(2)基于IV-2SLS的估计结果表明，班均课外补习参与率每提升1个百分点，学生个体的课外补习参与的可能性会提升接近1个百分点，工具变量法的估计系数相较于基准回归模型略有膨胀。^① 整体而言，本文分析结论具有一定稳健性。

(三)影响机制分析

最后，针对课外补习参与同伴效应的影响机制，本文从规范效应和压力效应两种影响路径予以讨论。

1. 规范效应

规范效应认为，班级内部课外补习参与率的提升，会在同伴中形成关于

^① 为保持系数可比性，本文使用线性概率模型(Linear Probability Model)重新估计了基准回归系数，结果为0.004，显著性水平 $p < 0.01$ 。

课外补习效用的群体共识。这种群体共识会影响身处其中的学生(尤其是子女教育付费者家长)对课外补习效果的认知,从而促进其购买并参与课外补习。表5汇报了基于逐步法的中介效应模型分析结果。

表5 中学课外补习同伴效应的影响机制分析—规范效应

变量	(1) 家长补习重要性认知	(2) 课外补习参与
班均课外补习参与率(%)	1.009*** (0.002)	1.024*** (0.002)
家长补习重要性认知		1.756*** (0.162)
各控制变量	已控制	已控制
调整后 R ²	0.027	0.202
样本量	7049	7049

注:使用二元 Logistic 回归模型,汇报机率比,括号内为稳健标准误,显著性水平:
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表5列(1)为自变量对中介变量的一阶段回归,结果显示,班均课外补习参与率会显著提升学生家长对课外补习重要性的认知,班级平均课外补习参与率每提升一个百分点,家长认为课外补习有效的机率比会上升0.9%。表5列(2)将自变量和中介变量同时纳入模型,可以看出,家长补习重要性认知对于学生参与课外补习而言具有显著的正向影响,中介效应模型表明了规范效应的存在,研究假设二得到了证实。

2. 压力效应

压力效应认为,班级内部参与课外补习的比率增高,会提升班级内部的学业竞争压力,在此情景下,学生个体为获得学业评价方面的相对优势,也会倾向于购买课外补习以避免落后。表6汇报了针对压力效应的中介效应模型分析结果。

表6 中学课外补习同伴效应的影响机制分析—压力效应

变量	(1) 班级整体学业水平	(2) 课外补习参与
班均课外补习参与率(%)	0.002*** (0.001)	1.029*** (0.001)
班级整体学业水平		1.079** (0.037)

续表

变量	(1)	(2)
	班级整体学业水平	课外补习参与
各控制变量	√	√
调整后 R ²	0.063	0.184
样本量	7049	7049

注：模型(1)为多元线性回归模型，汇报回归系数；模型(2)为二元 Logistic 回归模型，汇报机率比；括号内为稳健标准误；显著性水平： $* p < 0.1$ ， $** p < 0.05$ ， $*** p < 0.01$ 。

由表 6 列(1)所示，班均课外补习参与率的提升会增加班级平均的学业水平，班均课外补习参与率每提升 1 个百分点，班级整体学业水平会上升 0.002 个单位。与此同时，表 6 列(2)的分析结果表明，班级整体学业水平的提高会增加提升学生个体参与课外补习的可能性，班级整体学业水平每提升 1 个单位，学生购买参与课外补习的机率比会上升 7.9%，这进一步证实了压力效应的存在，研究假设三也得到了通过。

五、结论与讨论

本文基于中国教育追踪调查数据，聚焦学生课外补习参与的同伴效应及其影响机制。实证分析发现，学生课外补习参与呈现出明显的同伴效应。班级内部的课外补习参与率的提升将显著提升学生个体参与课外补习的可能性。规范效应和压力效应是同伴影响的作用机制。一方面，随着班均课外补习参与率的提升，会在同伴团体内形成关于课外补习效用的群体共识，从而塑造身处其中的学生及其家长对于课外补习的认知，提升其参与意愿。另一方面，班级中参与课外补习的比例越高，同伴团体内部的学业竞争压力会随之增强，这会对学生个体的自我认知和学业评价产生影响，从而促使学生参与课外补习以争取相对竞争优势。

在基础教育均衡化发展和优质高等教育入学机会稀缺的情境之下，取得相对学业优势成为进入顶尖精英院校的首要条件。课外补习已成为学生取得相对学业优势的重要辅助，其日渐超越其作为正规学校教育补充性角色的定位，成为学业竞争的重要场域。尤其值得关注的是，在社会经济不平等日益加剧的宏观背景下，高经济门槛的课外补习已成为社会再生产的重要机制，优势阶层期待通过课外补习换取子代的学业优势，从而维持阶层地位。而弱势阶层由于缺少必备的经济支持，其子代被系统性地排斥在课外补习的竞争

场域之外(林晓珊, 2018)。对学业比较优势的争夺衍生出强烈的剧场效应(theatre effect),^①超前学习、超纲学习、超量学习愈演愈烈,这既违背了学生个体学业成长的客观规律,干扰学校课程教学的整体秩序,又可能造成隐性的社会不平等,导致弱势阶层的升学境遇进一步恶化。

本文研究结论可以为实现课外补习教育的规范化、理性化发展提供一定政策启示。

首先,基础教育的质量提升是避免过度影子教育的首要前提。近年来,基础教育的减负导向在缓解学业压力、促进学生综合发展的同时,也带来了学校课程教学深度下滑的隐忧(薛海平, 2015)。在部分地区,甚至出现因学校课程教学时间有限,学生不得不通过课外补习来消化课程内容的现象。鉴于此,在强调均衡化发展和学生综合素质培育的背景下,应进一步提升校内课程教学的质量,构建多元化的课程体系,为学生的学业发展提供充足的校内选择。

其次,应强化针对课外补习市场的监管与规范。在市场竞争与升学竞争的双重加持下,课外补习市场的非理性发展趋势日益凸显,部分机构通过宣传超前学习、贩卖焦虑以谋取经济利益。因此,应建立课外补习市场的适度监管机制,设定课外补习的合理范围,以避免课外补习市场乱象的出现。此外,针对弱势阶层和基础教育薄弱区域,参考发达国家的既有方案,政府可以通过资源调配的方式提供校内学业辅导,以改善其在升学竞争中的境遇,防止影子教育造成更广泛的社会不平等(杨钊, 2020)。

最后,高等教育的高度分化是基础教育升学焦虑的根源所在,进入不同层次大学所带来的符号价值及教育回报存在巨大差异,这直接催生了围绕升学机会的激烈竞争。因此,应促进高等教育的多元化发展,尤其是提升应用型本科院校和高职院校的人才培养质量,构建人才流动的合理渠道,为学生提供多元化的教育选择。这是缓解过度竞争、促进课外补习理性化发展的根本解决路径。

[参考文献]

- 曹蕊、吴愈晓, 2019:《班级同辈群体与青少年教育期望:社会遵从与社会比较效应》,《青年研究》第5期。
- 陈云松, 2012:《逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用》,《社会学

^① 当剧场前排的观众站起来观看演出时,剧场后排的观众也不得不站起来,从而形成一种围绕比较优势的群体内竞争。

- 研究》第6期。
- 程诚, 2017:《同伴社会资本与学业成就——基于随机分配自然实验的案例分析》,《社会学研究》第6期。
- 李春玲, 2014:《教育不平等的年代变化趋势(1940—2010)——对城乡教育机会不平等的再考察》,《社会学研究》第2期。
- 李长洪、林文炼, 2019:《“近墨者黑”: 负向情绪会传染吗? ——基于“班级”社交网络视角》,《经济学(季刊)》第2期。
- 林晓珊, 2018:《“购买希望”: 城镇家庭中的儿童教育消费》,《社会学研究》第4期。
- 刘云杉, 2015:《大众高等教育再认识: 农家子弟还能从中获得什么?》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 默顿, 2006:《社会理论和社会结构》,唐少杰、齐心译,南京:译林出版社。
- 权小娟、卢春天, 2020:《青少年体育锻炼中的同伴效应及性别差异》,《上海体育学院学报》第4期。
- 权小娟、朱晓文、卢春天、边燕杰, 2019:《同伴效应与青少年体重》,《青年研究》第4期。
- 吴愈晓、张帆, 2020:《“近朱者赤”的健康代价: 同辈影响与青少年的学业成绩和心理健康》,《教育研究》第7期。
- 许玲丽、艾春荣, 2016:《高等教育回报的质量差异——对部属、省属与地方高校的比较研究》,《经济理论与经济管理》第8期。
- 薛海平、方晨晨, 2020:《高考升学竞争与学生课外补习——基于中国家庭追踪调查数据的实证分析》,《北京大学教育评论》第3期。
- 薛海平, 2015:《从学校教育到影子教育: 教育竞争与社会再生产》,《北京大学教育评论》第3期。
- 杨钊, 2020:《经济不平等时代的校外教育参与》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第5期。
- An, W., 2015, “Instrumental Variables Estimates of Peer Effects in Social Networks”, *Social Science Research*, 50(2): 382—394.
- Baker, D. P., M. Akiba, G. K. LeTendre, et al., 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.
- Buchmann, C, D. J. Condrón and V. J. Roscigno, 2010, “Shadow Education, American Style: Test Preparation, the SAT and College Enrollment”, *Social Forces*, 89(2): 435—461.
- Burke, M. A. and T. R. Sass, 2013, “Classroom Peer Effects and Student Achievement”, *Journal of Labor Economics*, 31(1): 51—82.
- Carbonaro, W. and J. Workman, 2016, “Intermediate Peer Contexts and Educational Outcomes: Do the Friends of Students’ Friends Matter?”, *Social Science Research*,

- 58(4): 184—197.
- Coleman, J. S. , 1961, *The Adolescent Society: The Social Life of the Teenager and Its Impact on Education*, New York: Free Press on Glencoe.
- Dang, H. A. , 2007, “The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam”, *Economics of Education Review*, 26(6): 683—698.
- Davis, J. A. , 1966, “The Campus as a Frog Pond: An Application of the Theory of Relative Deprivation to Career Decisions of College Men”, *American Journal of Sociology*, 72(1): 17—31.
- Entrich, S. R. , 2015, “The Decision for Shadow Education in Japan: Students’ Choice or Parents’ Pressure?”, *Social Science Japan Journal*, 18(2): 193—216.
- Fletcher, J. M. , 2012, “Similarity in Peer College Preferences: New Evidence from Texas”, *Social Science Research*, 41(2): 321—330.
- Hasan, S and S. Bagde, 2013, “The Mechanics of Social Capital and Academic Performance in an Indian College”, *American Sociological Review*, 78(6): 1009—1032.
- Kelley, H. H. , 1952, “The Two Functions of Reference Groups”. In Swanson, G. E. et al. , (Ed), *Readings in Social Psychology*, pp. 410—414, New York: Holt.
- Kim, J. H. and D. Park, 2010, “The Determinants of Demand For Private Tutoring in South Korea”, *Asia Pacific Education Review*, 11(3): 411—421.
- Lee, C. J. , H. Lee H and H. M. Jang, 2010, “The History of Policy Responses to Shadow Education in South Korea: Implications for the Next Cycle of Policy Responses”, *Asia Pacific Education Review*, 11(1): 97—108.
- Marsh, H. W. , 1987, “The Big-fish-little-pond Effect on Academic Self-concept”, *Journal of Educational Psychology*, 79(3): 280.
- OECD, 2017, *PISA 2015 Technical Report*, <http://www.oecd.org/pisa/data/2015-technical-report/>.
- Park, H. , S. Byun and K. Kim, 2011, “Parental Involvement and Students’ Cognitive Outcomes in Korea: Focusing on Private Tutoring”, *Sociology of Education*, 84(1): 3—22.
- Pop-Eleches, C. and M. Urquiola, 2013, “Going to a Better School: Effects and Behavioral Responses”, *American Economic Review*, 103(4): 1289—1324.
- Seaton, M. , H. W. Marsh and R. G. Craven, 2010, “Big-fish-little-pond Effect: Generalizability and Moderation—Two Sides of the Same Coin”, *American Educational Research Journal*, 47(2): 390—433.
- Song, K. O. , H. J. Park and K. A. Sang, 2013, “A Cross-national Analysis of the Student and School-level Factors Affecting the Demand for Private Tutoring”, *Asia Pacific Education Review*, 14(2): 125—139.
- Yang, P. and R. Wang, 2020, “Central-local Relations and Higher Education Stratification

in China”, *Higher Education*, 79(1): 111–139.

Zhang, W. and M. Bray, 2015, “Shadow Education in Chongqing, China: Factors Underlying Demand and Policy Implications”, *KEDI Journal of Educational Policy*, 12(1): 83–106.

A Study on the Peer Effect of Students’ Extracurricular Tutoring Participation

JIN Hong-hao, XIE Xin-yi, YANG Po

(Graduate School of Education, Peking University)

Abstract: Under the intensive parenting model, education investment gradually extends beyond the school field. More and more families are buying extracurricular tutoring in order to help their children gain a comparative advantage in the examination. Peer is the core reference group of students’ academic development and competition, which will have an important impact on students’ educational choice. From the perspective of peer effect, this paper discusses the influence of peer on students’ extracurricular tutoring participation, and analyzes the influence mechanism. Empirical analysis shows that there is a significant peer effect in the participation of extracurricular tutoring. The increase of the participation rate of extracurricular tutoring in class will change the parents’ cognition of the effectiveness of extracurricular tutoring, and increase the academic competition pressure within the class, so as to enhance the possibility of students’ individual participation in extracurricular tutoring.

Key words: extracurricular tutoring; peer effect; normative effect; pressure effect; instrument variable

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅)