

班级同伴视角下课外补习效果的外溢性研究

——基于 CEPS 数据的实证分析

杨 莉

[摘要] 教育公平一直是我国党和政府高度关注的问题。近年来, 课外补习参与机会在不同背景家庭间的不均衡分布, 并由此导致的教育公平问题日渐成为社会各界关注的焦点。众多学者围绕课外补习对参与者本人学业成绩的影响进行了深入研究, 但鲜有学者关注班级同伴的补习行为对个人成绩的影响, 以及这种影响与教育公平的关系。鉴于此, 文章基于中国教育追踪调查两期数据, 采用工具变量法、学校固定效应等方法克服了内生性及遗漏变量问题后, 对课外补习的外溢效应及其异质性进行了分析。研究发现: 在全样本上, 课外补习效果具有显著的正向外溢性, 同班同学参与课外补习的比例越高, 个人学业成绩越好。进一步分样本回归发现, 同班同学参加补习的正向外溢效应只局限于非农业户口、独生子女以及父辈接受过高中教育的学生; 相反, 其对农业户口、非独生子女以及父辈没有接受过高中教育的学生产生了显著的负向外溢作用, 这种外溢作用的异质性在一定程度上加剧了不同背景学生的成绩差距。为促进教育公平, 政府在增加优质高等教育资源供给的同时, 学校与教师有必要为弱势学生提供免费学业辅导, 重点高校在招生录取时应该适当加大对弱势家庭子女的倾斜力度。

[关键词] 课外补习; 学业成绩; 外溢性; 初中生; 工具变量法

一、问题提出

受国家教育政策等因素的影响, 我国基础教育阶段的竞争逐渐由校内转向校外, 并且主要表现在课外补习在全国范围内的扩张。具体来说, 在我国, 义务教育免费政策及基础教育均衡化发展战略有利于缩小不同背景家庭的校

[收稿日期] 2020-09-10

[作者简介] 杨莉, 北京大学教育学院, 电子邮箱地址: 2120175080@bit.edu.cn。

内教育支出差距。与此同时,我国实施高等教育分层发展战略,优质高等教育资源相对稀缺;但由于重点大学教育机会能够带来高额物质回报(Li et al., 2012),加之考试成绩对能否进入重点大学的决定性作用,由此导致我国基础教育阶段的学业竞争仍然激烈。只是这种竞争随着我国减负政策的相继出台,由校内开始转向校外,因为减负政策在很大程度上为家庭参与课外补习提供了时间与空间。

一方面,不同家庭背景学生在课外补习机会获得上的不平等,直接导致了其在学业成绩上的差距。课外补习的特征之一是有偿性,因此,在中国,父母受教育程度越高、家庭经济状况越好、具有城镇户口的学生以及独生子女参与课外补习的比例更大,其家庭校外教育支出总额也更高(Zhang and Xie, 2016; Bray et al., 2014; 马春华, 2018)。虽然已有文献在课外补习效果方面仍然存在争议,但根据 Guill 等学者提出的学校学习模型,学习成绩取决于实际用于学习的时间与学习所需时间的比率,^①而补习使得学生实际学习时间更长,因此,从理论上来说,在其他因素保持不变的情况下,参加课外补习有利于提升个人成绩,不同背景学生在课外补习机会方面的差距有可能发展为学业成绩上的差距。

另一方面,课外补习效果可能具有外溢性,并且不同背景学生受到的外溢效应可能存在差异。已有研究表明,群体特征显著影响个人成绩,同班同学父母接受高等教育的比例的提高对个人成绩具有显著的正向影响,并且父母均未接受过高等教育的学生受到的影响效应更大(殷戈等, 2020)。此外,班级中女生比例的上升也有助于提升个人成绩(Lavy and Schlosser, 2011),可能的原因是,女生的成绩绝对值高于男生(孙志军等, 2016),因此,女生比例的增加能够提高班级成绩平均值,并进一步通过班级同伴成绩的正向外溢作用间接提升个人成绩。据此可以推测,班级同伴参加课外补习的比例这一特征变量对个人成绩也可能具有显著影响。但从能够检索到的文献来看,已有研究主要集中于课外补习的个人收益,课外补习效果的外溢性研究仍然处于空白。鉴于此,本文将基于中国教育追踪调查数据,尝试对课外补习的外溢效应开展实证研究,以丰富课外补习领域的研究成果。

本文后续的内容安排如下:第二部分对课外补习的个人收益及其异质性

^① 转引自 Guill, K., O. Lüdtke and O. Köller, 2020, "Assessing the Instructional Quality of Private Tutoring and Its Effects on Student Outcomes: Analyses from the German National Educational Panel Study", *British Journal of Educational Psychology*, 90(2): 282-300。

进行文献综述。第三部分对本文所采用的数据、变量与模型进行说明，并着重介绍本文所采取的模型识别策略。第四部分为实证研究结果。第五部分是研究结论与讨论。

二、文献综述

对于课外补习的效果，学者们众说纷纭，莫衷一是。粗略来看，不同学者的观点大致可以归纳为三类。第一类观点认为，课外补习能够显著提高个人成绩。薛海平等对我国六省市义务教育阶段学生的研究表明，课外补习对留守儿童成绩提升有显著正向影响(薛海平等，2014)。Dang(2007)针对越南小学生与初中生的研究发现了课外补习与学业成绩的正相关关系。第二类观点恰好相反，认为课外补习不但无益于成绩提升，反而会引起成绩下滑。李佳丽(2018)对我国西部农村中小学生的研究，张羽等(2015)对北京市某初中的研究都支持了这一观点。第三类观点则认为，课外补习对提升成绩是无效的。Smyth(2009)采用多层回归和倾向得分匹配法对爱尔兰的一项研究表明，参加补习对高中生考试成绩没有显著影响。同样基于倾向得分匹配法，Kuan(2011)对中国台湾初中生的研究也得出了类似结论。孙伦轩和唐晶晶(2019)的研究则进一步发现，补习虽然对我国初中生学业成绩的提升无效，但参与者能够得到心理上的安慰。Guill等(2020)对德国中学生的研究也显示，补习虽然不是一种有效的提升学业成绩的策略，但有助于缓解因学业成绩不佳而导致的压力。

上述三类观点概括了该研究领域的基本结论，但其事先假定课外补习效果具有同质性。事实上，课外补习对成绩具有非线性以及异质性的影响。Hof(2014)基于PISA 2009阅读与数学成绩数据，运用非参数界限法估计了欧洲国家的课外补习对成绩的因果效应，发现补习并不是越多越好，超过一定界限之后，补习不但无效，还可能产生负面影响，这一结论在中国也得到了验证(方晨晨等，2018；刘冬冬和姚昊，2018)。在异质性影响方面，李佳丽和胡咏梅(2017)对我国中部某城市的小学四年级学生补习效果的研究表明，家庭经济水平低、前期学业成绩差以及留守儿童参加辅导班的效果更好。另有研究也发现，数学补习对低家庭经济社会地位学生成绩的正向影响效应更大(胡咏梅等，2015；薛海平和宋海生，2018)。与上述研究结论不同，一项基于中国教育追踪调查(CEPS)数据的分析指出，家庭经济条件处于中等水平、父母受教育程度以及职业地位也处于中间水平的学生，其从课外补习中获益更多(李佳丽，2016)。此外，与城市户籍学生相比，农村户籍学生的补

习收益更低(孙伦轩和唐晶晶, 2019; Zhang, 2013)。

综上所述, 课外补习的个人收益研究成果丰硕, 但鲜有学者关注课外补习效果的溢出效应, 即群体(如班级同伴)补习行为对个人成绩的影响。虽然同伴补习行为对个人成绩的影响也属于同伴效应的研究范畴(Sacerdote, 2011), 但相较于同伴成绩对个人成绩影响的研究所受到的广泛关注, 同伴补习对个人成绩的影响及其异质性还未引起学者重视, 而该领域的研究结论对于相关教育政策的制定同样具有重要参考价值。此外, 国内学者在研究课外补习效果时多采用普通最小二乘法, 运用因果推断方法的实证文章相对较少。有鉴于此, 本文将综合运用工具变量法、学校固定效应以及控制个人、家庭、班级层面变量等方式, 对班级同伴课外补习效果的外溢性进行因果效应估计。

三、数据、变量与模型

(一)数据来源

本文所使用的数据为中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, 简称 CEPS) 2013—2014 学年的基线数据及 2014—2015 学年的追访数据, 该数据由中国人民大学中国调查与数据中心提供。在基线调查中, CEPS 采取多阶段的概率与规模成比例的抽样方法(PPS 抽样), 随机抽取了全国 28 个县级单位的 112 所学校中的 438 个班级, 其中七年级(初一)学生样本数为 10279 人。2014—2015 学年追访调查的对象为基线调查的所有七年级学生, 成功追访学生数量为 9449 人。两轮调查都收集了受访学生的基本情况、户籍与流动、成长经历、学业成绩等信息以及学生的家庭、就读班级与学校的相关数据。根据研究设计, 本文剔除了家长问卷中进行了择校以及追访调查中按成绩分班的样本。此外, 由于本文主要研究班级同伴课外补习参与的比例对个人成绩的影响, 为保证补习比例这一变量的可靠性, 本文保留了具有课外补习信息的全部 5108 名初中生样本, 因此, 其他变量的样本数可能会少于 5108 个。

(二)变量定义与描述

1. 因变量

本文的因变量是追访调查中八年级学生语文、数学、英语三科成绩的平均值。由于不同科目补习效果之间存在相互影响(胡咏梅等, 2015), 因此, 本文仅考察班级同伴课外补习参与的比例对初中生三门主课平均成绩的影响, 未对不同科目补习情况及相应科目考试成绩进行区分。CEPS 两轮调查分别

收集了学生在2013年及2014年秋季学期的语文、数学、英语期中考试成绩(由被调查学校直接提供,非学生自填)。鉴于不同学校考试难易程度、试卷满分可能存在差异,由学校提供的原始成绩不具有可比性,因此,本文先按学校对各科成绩分别进行了标准化,然后将其转化为百分制分数,以便于解释回归结果,最后通过计算三科成绩的平均值得到本文的因变量。具体计算步骤及公式为:标准成绩=(原始成绩-学校最低成绩)/(学校最高成绩-学校最低成绩)。^①接下来,根据各科标准成绩计算百分制分数,百分制分数=标准成绩×100。最后,对语文、数学、英语的百分制分数取平均值:平均分=(语文百分制分数+数学百分制分数+英语百分制分数)/3。经过上述处理之后,学生成绩(因变量)取值范围为0-100分,分数越高,表示成绩越好。

2. 核心解释变量

本文用班级同伴(不包括学生本人)参与课外补习的比例作为核心解释变量。CEPS追访调查询问学生:最近一年来,你参加了哪些兴趣班/课外辅导班?(多选),如果学生选择了奥数、普通数学(不包括奥数)、语文/作文、英语四个选项中的一项或多项,^②则表示该学生参与了课外补习,其他选择结果均表示未参与。基于这一界定标准,将受访学生所在班级除自己之外参与课外补习的学生比例作为本文的核心解释变量,具体计算公式如下:

$$Peer_buxi_{-is} = \frac{\sum_{N_c} buxi_{cs} - buxi_{is}}{N_{cs} - 1} \quad (1)$$

其中,公式(1)中的 $Peer_buxi_{-is}$ 表示S学校C班级中除个体*i*以外参与课外补习的学生比例, $\sum_{N_c} buxi_{cs}$ 为S学校C班级中参加课外补习的学生总数, $buxi_{is}$ 为S学校C班级中个体*i*的课外补习参与, N_{cs} 代表S学校C班级的班级规模。

为获得班级同伴参与课外补习比例对初中生成绩的因果效应,本文还构建了家长认为学生成绩好坏与补习有关的班级同伴占比这一工具变量,该变量来自CEPS家长问卷:您认为学生成绩的好坏和下列哪些因素有关系?(多选),其中一个选项答案为“是否参加补习”,^③该变量的操作化定义及计算方法与核心解释变量一致,此处不再赘述。

① 公式中的“学校最低成绩”及“学校最高成绩”均指学生就读学校所有被访者的最低成绩与最高成绩。

② 该题目的其他选项还包括绘画、书法、音乐/乐器、舞蹈、棋类、体育、其他。

③ 该题目的其他选项还包括父母的管教、老师的教学、班级、交往的朋友、努力程度、资质能力。

3. 控制变量

控制变量主要包括个人、家庭及班级层面的变量,并控制了学校固定效应。其中,个人层面变量包括性别(男生=1,女生=0)、是否独生子女(是=1,否=0)、户口类型(农业户口=1,非农户口=0)、是否参加课外补习(是=1,否=0)、学生一年前的学业成绩、^① 认知能力得分。^② 家庭层面变量分别为父母学历(接受高中教育=1,未接受高中教育=0)、父母职业(精英阶层=1,非精英阶层=0)^③以及家庭经济状况。其中,父母学历及父母职业都使用父母双方中较高一方的信息。家庭经济状况根据学生主观评价得到,是一个1—5分的连续变量,数值越大代表家庭经济条件越好。

班级层面变量包括两组,一组是除自己之外班级同伴平均个人及家庭特征,如班级男生占比,父辈接受过高中教育的学生占比,这些变量的计算方法与公式(1)基本一致;另一组是班级特征,包括班主任学历(大学本科及以上=1,大学专科及以下=0)与班主任教龄(连续型变量)。本文所有变量的描述统计结果如表1所示。

表1 样本描述统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
因变量					
个人成绩	62.76	23.31	0	100	5054
核心解释变量					
班级同伴参与课外补习的比例	0.360	0.240	0	1	5108
工具变量					
家长认为学生成绩好坏与补习有关的班级同伴占比	0.100	0.300	0	1	5000
个人与家庭特征					
男生	0.490	0.500	0	1	5012
独生子女	0.470	0.500	0	1	5037

① 计算思路及方法与因变量完全一致。

② 认知能力得分指 CEPS 追访调查数据库提供的学生认知能力测试标准化总分。在追访调查中,CEPS 对八年级学生进行了认知能力测试,测试题的内容不涉及学校课程所教授的具体识记性知识,而是考察学生的逻辑思维与问题解决能力,并且具有国际可比性、全国标准化的特点。

③ 该分类参考了吴愈晓和黄超的研究(《基础教育中的学校阶层分割与学生教育期望》,《中国社会科学》,2016年第4期)。其中精英阶层包括管理类(如政府机关领导/干部)与技术类职业(如科学家、工程师、大学教师等专业技术人员),其他职业均为非精英阶层。

续表

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
农业户口	0.500	0.500	0	1	4936
参加课外补习	0.360	0.480	0	1	5108
一年前的学业成绩	65.26	21.84	0	100	5023
认知能力得分	0.330	0.820	-3.140	2.060	5068
父辈接受过高中教育	0.510	0.500	0	1	5103
父辈属于精英阶层	0.210	0.410	0	1	4891
家庭经济状况	2.950	0.610	1	5	5082
班级同伴平均个人与家庭特征					
男生比例	0.490	0.100	0	1	5012
独生子女学生比例	0.470	0.280	0	1	5037
农业户口学生比例	0.500	0.320	0	1	4936
父辈接受过高中教育比例	0.510	0.290	0	1	5103
父辈属于精英阶层比例	0.210	0.190	0	0.780	4891
平均家庭经济状况	2.950	0.290	1.890	3.640	5082
班级特征					
班主任本科及以上学历	0.860	0.340	0	1	5051
班主任教龄	16.05	7.500	1	35	4996

(三)模型设计

1. 模型识别策略

从广义上来说, 班级同伴课外补习参与比例对个人成绩的影响属于同伴效应的研究领域(Sacerdote, 2011), 因此, 克服班级同伴课外补习参与比例这一变量的内生性是进行因果推断的关键。Manski(1993)认为, 同伴效应估计需要准确区分内生效应、外生效应与关联效应。具体到本研究, 内生效应指班级同伴成绩对个人成绩的影响。外生效应指班级同伴群体特征, 如性别构成、平均家庭社会背景, 对个人成绩的影响。关联效应包括两层含义, 一是具有相似特征的个体更可能成为同伴, 即人们常说的“物以类聚, 人以群分”或一些实证研究中提到的样本自选择性问题的; 在本研究中, 具有相似补习偏好、学业成绩相近的学生更可能进入同一个学校及班级。二是共同环境的影响, 指个人与班级同伴共同生活的班级与学校环境对个人成绩的影响。此外, 已有研究发现, 学生、家庭、班级及学校层面的变量不但会影响学生是否参与课外补习, 还对学生学业成绩具有显著影响(Kim and Lee, 2010; 李忠路和邱泽奇, 2016)。如果在模型设计中无法有效消除或控制这些变量的影

响,则容易导致核心解释变量与扰动项相关,也就是遗漏变量问题,使得估计结果有偏、不一致。

针对上述影响模型识别效果的因素,本文将综合采取多种估计策略,以获得班级同伴课外补习参与比例对个人成绩的“净”效应。第一,由于本文的核心解释变量是班级同伴课外补习参与比例,其对因变量的影响属于外生效应,并且该变量可能通过内生效应(同伴成绩)、非严格外生的其他外生效应(同伴认知能力)对个人成绩造成间接影响,因此,如果在估计时控制了同伴成绩、同伴认知能力,则可能导致估计结果有偏。对此,本文在区分内生效应与外生效应时,仅控制了班级同伴的其他外生效应的平均特征。第二,本文只保留了没有择校,以及在追访调查中未按成绩分班的样本,以在一定程度上消除学校及班级层面的自选择性效应。^①第三,为克服共同环境因素,以及班级与学校层面的遗漏变量对估计结果的影响,本文在模型中控制了班级层面变量,并加入了学校固定效应。第四,关于个人层面的遗漏变量对成绩的影响,最常见的是遗漏能力变量导致的估计偏误,为解决这一问题,本文控制了学生认知能力得分、学生上一学年的学业成绩,这两个变量都是学生能力的有效代理变量。最后,除使用上述各种能够局部解决内生性及遗漏变量问题的策略之外,本文还将采用从理论上可以整体解决这些问题的因果推断方法,即工具变量法(陈云松和范晓光,2010;黄斌等,2017),以进一步提高模型估计结果的有效性。

2. 基线模型

基于上述模型识别方面的考虑,本文先构建如下 OLS 回归模型作为基线模型:

$$Y_{ics} = \beta_0 + \beta_1 Peer_buxi_{-ics} + \beta_2 X_{-ics} + \theta_s + \epsilon_{ics} \quad (2)$$

其中,(2)式中的 Y_{ics} 表示学校 S 班级 C 中个体 i 的成绩,是本文的因变量。 $Peer_buxi_{-ics}$ 表示 S 学校 C 班级中除自己以外参加课外补习的学生比例,是本文主要关注的核心解释变量,其前面的系数 β_1 代表了班级同伴课外补习效果的溢出效应。 X_{-ics} 指一系列个人、家庭、班级层面的变量。 θ_s 为学校固定效应。 ϵ_{ics} 为随机误差项。

3. 二阶段最小二乘法(2SLS)回归模型

基线模型通过学校固定效应及加入尽可能多的控制变量等方式在一定程

^① 由于本文的同伴变量为班级同伴参与课外补习的比例,属于班级层面的变量,因此,只要学校与班级层面的自选择性问题的有效解决,个人层面的自选择性问题的影响应该不严重,本文不予考虑。

度上缓解了内生性问题，但无法解决由不可观测变量造成的估计偏误，因此，其回归结果可能仍然是有偏、不一致的。不同于传统的 OLS 回归估计，工具变量法的巧妙之处在于，如果内生解释变量能够分解成两部分，其中一部分是严格外生的，则可以借助工具变量将内生解释变量中的外生部分剥离出来，以获得对这一部分的一致估计(陈强，2014)。其中，二阶段最小二乘法(two stage least square, 简称 2SLS)是运用广泛的工具变量估计方法，其基本的模型设定如下：

$$Peer_buxi_{-ics} = \alpha_0 + \alpha_1 Z + \alpha_2 X_{-ics} + \theta_s + \mu_{ks} \quad (3a)$$

$$Y_{ics} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{Peer_buxi}_{-ics} + \gamma_2 X_{-ics} + \theta_s + \delta_{ks} \quad (3b)$$

模型(3a)是第一阶段回归模型，表示用内生解释变量对工具变量及其他外生变量进行回归。模型左边的 $Peer_buxi_{-ics}$ 是内生解释变量，表示班级同伴参与课外补习的比例。模型右边的 Z 是工具变量，本文以家长认为学生成绩好坏与补习有关的班级同伴占比作为工具变量。一个有效的工具变量需要满足两个条件，一是相关性，即工具变量与内生解释变量相关，这一条件满足与否可以通过第一阶段回归 F 统计量的大小进行判断；二是外生性，指工具变量只能通过内生解释变量间接影响因变量，除此之外，没有其他途径。本文采用的工具变量符合外生性要求的理由为：家长认为学生成绩好坏与补习有关的班级同伴占比只会对班级同伴课外补习参与比例造成影响，而不会直接影响到个人学业成绩。

模型(3b)是第二阶段回归模型，其中， $\widehat{Peer_buxi}_{-ics}$ 是模型(3a)中因变量 $Peer_buxi_{-ics}$ 的估计值，其前面的系数 γ_1 即为本文需要估计的课外补习效果的溢出效应。模型(3a)与模型(3b)中其他变量及相应系数的含义与 OLS 回归模型完全一致。

四、实证研究结果

(一)全样本回归结果

在对全样本进行 OLS 回归之前，本文先采用 2SLS 对工具变量的有效性及关键解释变量的外生性进行了检验。根据检验结果，本文所采用的工具变量不存在弱工具变量问题，班级同伴课外补习参与比例是外生变量，在这种情况下，OLS 回归结果更为有效，因此，表 2 汇报的是 OLS 模型的逐步回归结果。其中，模型(1)仅控制了学校固定效应，其结果表明，班级同伴课外补习参与比例每提高 10%，个人成绩将显著提高 2 分左右。模型(2)在模型(1)

的基础上加入了个人与家庭特征变量后,模型解释力由13.3%提高到76.2%,关键解释变量的回归系数也显著下降,表明个人与家庭特征变量对个人成绩具有较强的解释力。模型(3)和(4)依次加入了班级同伴平均个人与家庭特征、班级特征变量,回归结果相对稳定。

由此可见,在控制个人、家庭、班级层面变量以及学校固定效应的情况下,班级同伴参与课外补习的比例每增加10%,个人成绩将显著上升约0.5分,表明班级同伴课外补习效果具有显著的正向外溢效应。其可能的解释是,课外补习有利于提高个人成绩,^①因此,班级同伴参与课外补习比例的上升提高了班级整体成绩,并间接对个人成绩产生显著正向影响(袁舟航等,2018)。但全样本回归无法回答外溢效应的异质性,下文将基于不同分类标准进行分样本回归。

表2 全样本回归结果(OLS模型)

	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
核心解释变量				
班级同伴参与课外补习的比例	19.936*** (4.410)	5.599** (2.357)	5.547** (2.439)	5.479** (2.524)
控制变量				
个人与家庭特征	否	是	是	是
班级同伴平均个人与家庭特征	否	否	是	是
班级特征	否	否	否	是
学校固定效应	是	是	是	是
样本数	5054	4444	4444	4301
调整后 R ²	0.133	0.762	0.763	0.762

注:* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号内为异方差稳健的标准误。下表同。

(二)异质性分析结果

如前文所述,课外补习的个人收益在不同群体间存在差异,本文将进一步探究课外补习效果的外溢性是否也存在异质性问题。具体来说,本文先对全样本进行了三种分组,一是学生户口类型,二是学生是否独生子女,三是

^① 全样本及三组分样本的回归结果都显示,参加课外补习的回归系数显著为正;但需要指出的是,是否参与课外补习可能并不是随机的,因此,从严格意义上来说,该回归系数只能说明补习与成绩存在正相关关系,而非因果关系。但已有文献通过因果推断方法,发现了补习对个人成绩的正向影响。

学生父辈是否接受过高中教育。其次,本文以家长认为学生成绩好坏与补习有关的班级同伴占比作为班级同伴课外补习参与比例的工具变量,并使用2SLS分别检验六组分样本中工具变量的有效性以及关键解释变量的内生性,相关检验结果如表3倒数第三行及第二行所示。从第一阶段F统计量的大小来看,六组分样本回归模型都远远超过了临界值10,表明这些分样本的工具变量均不存在弱工具变量问题。此外,异方差稳健的DWH内生性检验P值显示,六组分样本回归都拒绝了班级同伴参与课外补习的比例是外生变量的原假设,说明该变量在六组回归中都是内生变量,OLS回归结果有偏、不一致。鉴于此,本文采用2SLS对六组分样本进行因果推断估计,估计结果见表3。

其中,第(1)和第(2)列是按户口类型进行分组回归的结果,从回归系数大小及显著性水平来看,班级同伴参与课外补习的比例每提高10%,非农业户口学生的成绩显著提高3.6分左右,而农业户口学生的成绩则显著降低约4.3分。第(3)和第(4)列的回归结果同样表明,班级同伴参与课外补习的比例对个人成绩的影响具有异质性,独生子女显著受益,而非独生子女则显著受损。根据第(5)和第(6)列结果,班级同伴参与课外补习的比例对父辈上过高中的学生的成绩具有显著的正向影响,而对父辈未上过高中的学生的影响则显著为负。

表3 分样本回归与相关检验结果(2SLS回归模型)

	(1) 非农户口	(2) 农业户口	(3) 独生子女	(4) 非独生 子女	(5) 父辈上过 高中	(6) 父辈未上 高中
班级同伴参与课外 补习的比例	36.342** (15.092)	-42.859* (22.349)	37.506** (15.021)	-39.667** (20.076)	36.791** (15.397)	-36.472** (17.216)
控制变量	是	是	是	是	是	是
学校固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段F统计量	185.803	76.8263	183.09	116.176	182.277	132.77
DWH内生性检验P值	0.0083	0.0162	0.0034	0.0095	0.0098	0.0117
样本数	2178	2109	2070	2217	2231	2056

注:控制变量为个人与家庭特征、班级同伴平均个人与家庭特征、班级特征等变量。

为什么会出现这种异质性影响?本文将结合现有文献进行初步的原因分析。首先,如前文对全样本回归结果的分析一样,班级同伴参与课外补习的比例的上升提高了班级整体成绩。其次,根据前人研究结论,前期成绩较差学生受班级同伴成绩提升的负向影响,而成绩较好学生则从成绩较好同伴中

获益最大(Burke and Sass, 2013)。在本文所采用的研究样本中,非农业户口组、独生子女组以及父辈上过高中组的平均成绩普遍高于对应组学生的平均成绩,因此,前三组学生的成绩受益于班级同伴成绩的提升,而其他三组学生的成绩则因班级同伴成绩的提升而下降,从而出现了“好的越好,差的越差”的马太效应现象,并最终提高了班级成绩的离散程度。最后,班级同伴成绩的离散程度对不同能力学生的影响同样具有异质性。已有文献发现,班级同伴成绩离散程度有利于提升成绩较好学生的成绩,并显著降低成绩较差学生的成绩(Kang, 2007)。具体到本研究,非农业户口组、独生子女组以及父辈上过高中组的学生因本身成绩较好,因而能够从班级同伴成绩离散程度的提升中受益,而其他三组学生的成绩则从中受损。简单来说,外溢效应具有异质性的可能原因是:课外补习先通过提升个人成绩,从而提高全班平均成绩,再通过班级同伴平均成绩对不同学业基础学生(本文分别对应不同户口类型、是否独生子女以及父辈是否接受过高中教育的学生)的异质性影响扩大了班级同伴成绩的离散程度,最终通过离散程度的差异化影响形成了方向相反的溢出效应。

综合这三类分组回归与全样本回归结果发现,班级同伴参与课外补习的比例虽然对全体学生的个人成绩具有显著的正向外溢作用,但其惠及群体主要是非农业户口、独生子女以及父辈接受过高中教育的优势学生,而本身成绩较差的农业户口、非独生子女与父辈未接受过高中教育的学生则受其显著的负向影响。换言之,班级课外补习活动通过补习效果的外溢性进一步加剧了不同背景学生在学业成绩上的差距。^①

(三)稳健性检验

为保证上述研究结果的可靠性,本文还对模型进行了稳健性检验。检验策略为:先根据学生是否参与课外补习进行分样本回归,回归结果显示,课外补习对未补习组学生具有显著的正向外溢作用,其对补习组的影响不显著。鉴于此,本文将分析对象进一步限定为未补习组,并重新进行异质性分析,具体的模型设定、分组依据及检验方法与前文对全样本的分析完全一致,新的模型估计结果如表4所示。

对比表4与表3的结果可以发现,除表4中第(6)列父辈未上高中这一分样本回归的系数不显著之外,其他五组分样本回归中,班级同伴课外补习参

^① 对本研究所采用样本的描述统计分析发现,农业户口、非独生子女与父辈未接受过高中教育的学生的平均成绩低于非农业户口、独生子女以及父辈接受过高中教育的学生的平均成绩;相关研究也得到了类似结论。

与比例变量的回归系数的方向、显著性水平与表3的结果完全等同,表明本文所采用的估计模型具有稳健性,研究结论相对可靠。此外,表3与表4中同一分组类别的回归系数之间的差值进一步表明,与全样本相比,未补习组的优势学生受班级同伴课外补习的正向影响更大,而弱势学生(父辈未上高中组除外)的受损程度更大,这在一定程度上说明,未参与课外补习的弱势学生是班级课外补习活动的最大“受害者”。

表4 稳健性检验结果(以未补习组学生为分析对象)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非农户口	农业户口	独生子女	非独生 子女	父辈上过 高中	父辈未上 高中
班级同伴参与课外 补习的比例	90.577*** (27.163)	-47.959** (21.205)	52.203** (23.632)	-51.476** (21.916)	67.532*** (25.595)	-27.717 (18.015)
控制变量	是	是	是	是	是	是
学校固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段F统计量	54.6896	101.5	83.8233	91.0703	65.658	134.669
DWH内生性检验P值	0.0008	0.0071	0.0279	0.0078	0.0082	0.0668
样本数	1081	1622	1056	1647	1126	1577

注:控制变量为个人与家庭特征、班级同伴平均个人与家庭特征、班级特征等变量。

五、研究结论与讨论

本文基于中国教育追踪调查数据,综合采用工具变量法、学校固定效应等方法,从班级同伴的视角对课外补习的外溢效应及其异质性进行了因果推断,得到如下研究结论:(1)从全样本来看,课外补习效果具有显著的正向外溢性,班级同伴参与课外补习的比例每增加10%,个人成绩将相应提高约0.5分。(2)从分样本回归结果来看,同班同学参与课外补习惠及的群体只局限于非农业户口、独生子女以及父辈接受过高中教育的学生;相反,对农业户口、非独生子女以及父辈没有接受过高中教育的学生而言,同班同学参与课外补习比例的提高会显著降低个人的成绩。

根据上述研究结论及初步的原因分析,为缓解由课外补习效果外溢性导致的不同背景学生在教育结果上的差距,促进教育公平,需要政府、学校在以下三方面共同努力:

第一,政府应该增加优质高等教育资源的供给,以缓解基础教育阶段的竞争局面。义务教育均衡化发展以及校内教育“减负”政策反而造成了校外教

育“增负”。根据有效维持不平等理论与风险厌恶理论,当不同阶层家庭都能够基础教育阶段接受相对均衡的校内教育时,优势阶层倾向于通过增加校外教育投资等方式提升子女在高考中的学业竞争力,以获得更具稀缺性的优质高等教育资源,从而规避子女社会阶层地位下降的风险。已有研究也发现,在家庭校外教育支出结构中,课程辅导的支出高于兴趣培养班,这在一定程度上反映了升学压力导致了基础教育阶段的竞争(钱晓焯等,2015)。换句话说,只要优质高等教育资源相对不足的问题没有完全解决,基础教育阶段的竞争局面将持续存在。但优质高等教育资源供给的增加,将有助于缓解这一竞争局面,薛海平和方晨晨(2020)基于中国家庭追踪调查2016年数据及各省高考录取数据的分析发现,各省重点高校录取占比越高,该省基础教育阶段学生的课外补习参与率越低。

第二,学校与教师可以为弱势学生提供免费学业辅导,以降低班级同伴课外补习活动对其成绩的负向影响。一方面,由于课外补习的有偿性以及经济收入不平等,弱势学生参与课外补习的机会更少。另一方面,弱势学生本身在学业成绩上处于劣势,班级同伴课外补习外溢效应的异质性进一步放大了这种劣势。因此,学校与教师应该重点帮扶弱势学生,免费为其提供学业辅导,以缩小不同背景学生的成绩差距,从而降低班级同伴补习活动对其成绩的负向影响。

第三,重点高校在招生录取时可以适当加大对弱势家庭子女的倾斜力度。目前,我国在高考招生中实施了国家专项计划、地方专项计划和高校专项计划,旨在扩大贫困地区、农村以及民族地区学生进入重点大学的机会,这些计划自实施以来取得了良好的政策效果。近年来,课外补习在全国范围内迅速扩张,进一步拉大了不同家庭背景学生在学业表现上的差距。因此,重点大学在招生录取时要继续坚持对弱势家庭子女的优惠政策,并酌情加大倾斜力度,以削弱课外补习参与机会的群体差异对教育公平的消极影响。

本文通过一系列模型识别策略,较为可靠地识别了班级同伴参与课外补习的比例对个人成绩的因果效应。研究发现在一定程度上丰富了人们对课外补习效果外溢性的认识,对政策制定具有一定的参考价值。但本文仍然存在一些不足,需要在未来研究中进一步完善。一是缺乏对课外补习外溢效应的作用机制的细致分析。限于文章篇幅,本文对回归结果的原因解释仍然是初步的,而厘清外溢效应的作用机制对于提出针对性的政策建议非常关键,因此,未来可以通过大量理论与实证分析对其内在机制进行深入探究。二是对课外补习的操作化定义过于单一。除本文所关注的“班级同伴参与课外补习的比例”之外,班级同伴参加课外补习的平均时长、班级同伴参加课外补习的平

均支出都可能具有外溢效应,对这些问题的分析离不开更为全面、详细的研究设计与问卷调查数据。

[参考文献]

- 陈强,2014:《高级计量经济学及 stata 应用(第2版)》,北京:高等教育出版社。
- 陈云松、范晓光,2010:《社会学定量分析中的内生性问题:测估社会互动的因果效应研究综述》,《社会》第4期。
- 方晨晨、胡咏梅、张平平,2018:《小学生能从课后学习时间里受益吗》,《湖南师范大学教育科学学报》第1期。
- 胡咏梅、范文凤、丁维莉,2015:《影子教育是否扩大教育结果的不均等——基于 PISA 2012 上海数据的经验研究》,《北京大学教育评论》第3期。
- 黄斌、方超、汪栋,2017:《教育研究中的因果关系推断——相关方法原理与实例应用》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第4期。
- 李佳丽、胡咏梅,2017:《谁从影子教育中获益?——兼论影子教育对教育结果均等化的影响》,《教育与经济》第2期。
- 李佳丽,2018:《参加课外补习对西部农村学生的影响效应研究——基于面板数据的固定效应分析》,《基础教育》第1期。
- 李佳丽,2016:《谁从影子教育中获益——基于选择假说和理性选择理论》,《教育发展研究》第20期。
- 李忠路、邱泽奇,2016:《家庭背景如何影响儿童学业成就?——义务教育阶段家庭经济地位影响差异分析》,《社会学研究》第4期。
- 刘冬冬、姚昊,2018:《课外补习对初中学生不同学科成绩的影响研究——基于 CEPS (2013—2014)实证分析》,《教育学术月刊》第10期。
- 马春华,2018:《中国家庭儿童养育成本及其政策意涵》,《妇女研究论丛》第5期。
- 钱晓焯、迟巍、史瑶,2015:《义务教育阶段城镇家庭教育支出的构成及不平等:来自 2007 和 2011 的实证证据》,《教育与经济》第6期。
- 孙伦轩、唐晶晶,2019:《课外补习的有效性——基于中国教育追踪调查的估计》,《北京大学教育评论》第1期。
- 孙志军、彭顺绪、王骏、原莹,2016:《谁在学业竞赛中领先?——学业成绩的性别差异研究》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第3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、宋海生,2018:《课外补习时间对中学生成绩影响的实证研究——基于 PISA2012 上海的数据》,《教育科学研究》第4期。
- 薛海平、王东、巫锡炜,2014:《课外补习对义务教育留守儿童学业成绩的影响研究》,《北京大学教育评论》第3期。

- 殷戈、黄海、黄炜, 2020:《人力资本的代际外溢性——来自“别人家的父母”的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 袁舟航、闵师、项诚, 2018:《农村小学同伴效应对学习成绩的影响:近朱者赤乎?》,《教育与经济》第1期。
- 张羽、陈东、刘娟娟, 2015:《小学课外补习对初中学业成绩的影响——基于北京市某初中九年追踪数据的实证研究》,《教育发展研究》第Z2期。
- Bray, M., S. Zhan, C. Lykins and O. Kwo, 2014, “Differentiated Demand for Private Supplementary Tutoring: Patterns and Implications in Hong Kong Secondary Education”, *Economics of Education Review*, 38:24–37.
- Burke, M. A. and T. R. Sass, 2013, “Classroom Peer Effects and Student Achievement”, *Journal of Labor Economics*, 31(1): 51–82.
- Dang, H. A., 2007, “The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam”, *Economics of Education Review*, 26(6): 683–698.
- Guill, K., O. Lüdtke and O. Köller, 2020, “Assessing the Instructional Quality of Private Tutoring and Its Effects on Student Outcomes: Analyses from the German National Educational Panel Study”, *British Journal of Educational Psychology*, 90(2):282–300.
- Hof, S., 2014, “Does Private Tutoring Work? The Effectiveness of Private Tutoring: A Nonparametric Bounds Analysis”, *Education Economics*, 22(4): 347–366.
- Kang, C., 2007, “Classroom Peer Effects and Academic Achievement: Quasi-Randomization Evidence from South Korea”, *Journal of Urban Economics*, 61(3):458–495.
- Kim, S. and J. H. Lee, 2010, “Private Tutoring and Demand for Education in South Korea”, *Economic Development and Cultural Change*, 58(2): 259–296.
- Kuan, P., 2011, “Effects of Cram Schooling on Mathematics Performance: Evidence from Junior High Students in Taiwan”, *Comparative Education Review*, 55(3): 342–368.
- Lavy, V. and A. Schlosser, 2011, “Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(2): 1–33.
- Li, H., L. Meng, X. Shi and B. Wu, 2012, “Does Attending Elite Colleges Pay in China?”, *Journal of Comparative Economics*, 40(1):78–88.
- Manski, C. F., 1993, “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, *The Review of Economic Studies*, 60(3):531–542.
- Sacerdote, B., 2011, “Peer Effects in Education: How Might They Work, How Big are They and How Much do We Know Thus Far?”, *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3, Elsevier, pp. 249–277.
- Smyth, E., 2009, “Buying Your Way into College? Private Tuition and the Transition to Higher Education in Ireland”, *Oxford Review of Education*, 35(1): 1–22.
- Zhang, Y. and Y. Xie, 2016, “Family Background, Private Tutoring, and Children’s Educational Performance in Contemporary China”, *Chinese Sociological Review*, 48(1): 64–82.
- Zhang, Y., 2013, “Does Private Tutoring Improve Students’ National College Entrance

Exam Performance? —A Case Study from Jinan, China”, *Economics of Education Review*, 32: 1—28.

Research on Spillover Effects of Private Tutoring from the Perspective of Classmates: Empirical Study Based on CEPS

YANG Li

(Graduate School of Education, Peking University)

Abstract: Education equity has always been a high concern of our party and government. In recent years, the opportunities for private tutoring are unevenly distributed among families with different backgrounds, and the resulting educational equity has increasingly become the focus of attention from all sectors of society. Many scholars have made in-depth research on the influence of private tutoring on participants' academic performance, but few scholars have paid attention to the influence of private tutoring behavior of class peers on individual performance and the relationship between this influence and educational equity. In view of this, based on data of two periods of China Education Panel Survey, after overcoming the endogenous and omitted variable problems by using instrumental variable method and school fixed effect, this paper studies the spillover effects of private tutoring and its heterogeneity. The results show that the effect of private tutoring has significant positive spillover on the whole, and the higher the proportion of classmates participating in private tutoring, the better their academic performances. Further analysis finds that the positive spillover effects of classmates participating in private tutoring is limited to non-agricultural Hukou, only child and students whose parents have received high school education; On the contrary, it has a significant negative spillover effects on agricultural Hukou, non-only children and students whose parents have not received high school education. The heterogeneity of spillover effects aggravates the academic achievements gap of students from different backgrounds to a certain extent. In order to promote education equity, while the government increases the supply of high-quality higher education resources, it is necessary for schools and teachers to provide free academic guidance for disadvantaged students, and key universities should appropriately strengthen preferential policies to children from disadvantaged families when enrolling students.

Key words: private tutoring; academic achievements; spillover effects; junior high school students; instrumental variable method

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 孙志军)