

起跑线上的“内卷”：课外辅导的同伴效应及其效果评估

李长洪 林志帆 林文炼*

内容提要 在实施“双减”政策的背景下，研究学生参加课外辅导是否受同伴效应驱动以及能否提升学业表现和改善身心健康，能为检验政府实施该政策是否合理提供证据。基于一套具有全国代表性的初中生两期追踪数据，本文使用一阶差分估计法进行研究发现：第一，学生参加学业及兴趣辅导班的决策显著受班级同伴效应驱动；第二，参加学业辅导班虽然能显著提高学生“语数外”科目的原始分成绩，但对标准分成绩的影响不显著，说明在优质教育资源相对稀缺的环境中，班级内参加课外辅导的激烈竞争可能完全抵消了提高学生升学概率的努力；第三，学生参加兴趣课外辅导能显著提高其非认知能力，但学业课外辅导没有这一效果；而在自评健康状况方面，两类辅导的影响均不显著。本文的发现对理解“教育内卷化”有一定的启示意义。

关键词 课外辅导 同伴效应 人力资本

一 引言

近些年，规模巨大的课外辅导现象已成为学术界和舆论界讨论的一个热点话题，

* 李长洪，暨南大学经济学院，电子邮箱：changhongleo@126.com；林志帆（通讯作者），北京师范大学人文和社会科学高等研究院，电子邮箱：linzhifan@bnu.edu.cn；林文炼，香港中文大学（深圳）经管学院、中国科学技术大学管理学院，电子邮箱：linwenlian@cuhk.edu.cn。本文得到中国博士后科学基金面上项目（2020M683162）、中央高校基本科研业务费“学科建设优秀青年骨干项目”（12822030）、广东省基础与应用基础研究基金青年项目（2020A1515110944）、北京师范大学引进人才科研启动项目（310432101）的资助。本文使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心设计与实施的中国教育追踪调查（CEPS），该调查的项目负责人是中国人民大学的王卫东博士，作者感谢上述机构及人员提供数据协助。

得到社会的广泛关注^①。《中国辅导教育行业及辅导机构教师现状调查报告（2016）》显示：中国中小学辅导机构的市场规模已超过 8000 亿元，上课外辅导的学生已超过 1.37 亿人，占全体在校学生总数的 36.7%。在北京、上海、广州、深圳等一线城市，这一比例甚至达到 70%，而辅导老师的规模也达到 700~850 万人。不仅如此，对于学生的课外辅导意愿和费用支出，超过 80% 的家长非常同意或比较同意“课外辅导是中小学阶段必不可少的一部分”；超过 30% 的中小學生每年参加课外辅导花费 10000 元以上，甚至有超过 30% 的家长表示“给孩子报辅导班不管花多少钱都愿意”^②。这一系列数据表明：当前，中国父母对其小孩基础教育阶段的课外辅导极为重视，较高的支付意愿背后“鸡娃”现象突出。

对于课外辅导热现象，习近平总书记在 2021 年 3 月 6 日看望参加十三届全国政协四次会议的医药卫生界教育界委员时强调：“培训乱象，可以说是很难治理的顽瘴痼疾。家长们一方面都希望孩子身心健康，有个幸福的童年；另一方面唯恐孩子输在分数竞争的起跑线上。别的孩子都学那么多，咱们不学一下还行啊？于是争先恐后。这个问题还要继续解决。”^③此外，部分全国人大代表也对此给出了中肯的意见。如长期关注教育问题的杨林花代表认为，上课外辅导班“其实孩子的学习成绩未必有变化，但是家长觉得，别人的孩子都在上，万一我们没上，会不会输在起跑线上？”^④

中共中央办公厅、国务院办公厅于 2021 年 7 月 20 日印发了《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》^⑤，从政策层面助力减轻义务教育阶段学生过重的作业负担和校外培训负担（简称“双减”）。基于这一背景，本文探讨学生参加课外辅导是否受同伴效应驱动以及能否提升学生的人力资本。回答这两个问题，不仅对评估近些年课外辅导热现象的成本和收益有重要意义，也为政府实施“双减”

-
- ① 部分学者将针对教学科目（如语文、数学和英语）进行课外收费辅导的教育活动，称为“影子教育”（Bray, 1999）。
- ② 来自中国教育学会《数据 | 中国辅导教育行业及辅导机构教师现状调查报告发布》，参见 https://www.sohu.com/a/123051043_387107。
- ③ 来自中华人民共和国教育部《〈人民日报〉四问校外培训》，参见 http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/moe_2082/2021/2021_zl23/。
- ④ 来自澎湃新闻《北上广深七成学生“补课”，两会代表委员“把脉”课外辅导热》，参见 https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_1633817。
- ⑤ 来自中华人民共和国教育部《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》，参见 http://www.moe.gov.cn/jyb_xgk/moe_1777/moe_1778/202107/t20210724_546576.html。

政策的合理性提供经验证据。具体而言，第一个问题是实证识别班级内其他学生参加课外辅导的决策是否会引起学生本人或其家长的效仿，即班级内学生间的课外辅导是否存在同伴效应；第二个问题是分析学生参加课外辅导能否提高学业表现和改善身心健康，从而实现在教育锦标赛道上领先竞争者的初衷。

实证识别上述两个问题面临以下几点挑战。第一，识别课外辅导是否存在同伴效应，需要考虑的关键点在于：具有某种特征的学生（如相似的个人、父母和家庭特征）更容易聚集在一起（关联效应），或学生的课外辅导状态受地理因素（如学校、班级等特征）的影响通常会表现出相同的特性（情境效应）。上述两种效应可能使学生参加课外辅导的数量及其状态变化被错误地归因于受班级其他学生参加课外辅导的同伴效应影响。因此，要推断学生间的课外辅导同伴效应是因果关系，而非相关关系，关键是要控制与情境效应和关联效应相关的遗漏变量。第二，研究学生参加课外辅导对其学业表现等人力资本的影响，需要克服的难点是学生课外辅导状态的自选择问题。现实中，学生参加课外辅导的数量并不是一个随机事件。学生及其家长通常根据自身特征和目的（可观测或不可观测）而自我选择参加课外辅导的数量，这将导致平均处理效应（average treatment effect, ATE）的估计系数容易出现有偏的结果。

本文利用一套具有全国代表性的初中生两期追踪调查数据——2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（China Education Panel Survey, CEPS）数据（以下称 2014 年为第一期，2015 年为第二期）克服上述挑战。关于第一个问题课外辅导是否存在同伴效应，首先利用一阶差分估计方法，在剔除不随时间变化的遗漏变量（尤其是与关联效应和情境效应相关的变量）干扰后，实证研究发现：班级其他学生参加学业（兴趣）课外辅导的数量变化对学生本人参加学业（兴趣）课外辅导数量呈显著的正向影响，即在同一班级内，学生间的课外辅导同伴效应是显著存在的。即便利用班级内学业成绩较为接近或比之优异的同学作为“同伴”的衡量指标，结论仍不变。进一步分析发现，这一效应在那些对课外辅导较在意以及家庭支付能力增强的学生群体中表现得更为明显。本文还发现，班级内学生间的学业课外辅导同伴效应，主要发生在同一学业科目间，而在不同学业科目间则基本呈不显著影响。

而关于第二个问题学生参加课外辅导数量是否会影响其学业成绩等人力资本，首先同样使用一阶差分估计方法，在剔除不随时间变化的遗漏变量（如学生及其父母对待课外辅导的观念）干扰后，实证研究发现：学生参加学业课外辅导的数量增加，虽然能显著提高其“语数外”原始分成绩，但对其标准分成绩呈不显著影响。这一实证结果表明，学生及其父母虽然付出了大量的时间和辅导费用，但参加学业课外辅导并

不能为其带来提高标准分成绩的收益（继而助其获得有限的优质高中教育资源）。而参加兴趣课外辅导的数量变化对其“语数外”原始分和标准分成绩均呈不显著影响。进一步分析发现，学生参加学业课外辅导数量增加对其非认知能力和健康状况呈不显著影响，而参加兴趣课外辅导数量增加则能显著提高其非认知能力，但对健康状况呈不显著影响。我们还发现，学生参加课外辅导的数量变化并不会造成（获得）额外的隐性成本（收益）：班级内其他学生学业和兴趣课外辅导的数量增加对学生本人的学业成绩、非认知能力和健康状况均呈不显著的溢出效应。

本文可能的边际贡献有以下三点。第一，丰富了学生特征或相关行为决策所产生的同伴效应研究。现有文献常聚焦于分析学生性别、学业成绩、负向情绪、吸烟等特征或行为决策的同伴效应（陈媛媛等，2021；李长洪、林文炼，2019；谭娅等，2021；王春超、钟锦鹏，2018；Gong et al., 2021；Huang & Zhu, 2020），而鲜有关注学生参加课外辅导决策的同伴效应。在识别同伴效应上，既有研究利用随机分组（陈媛媛等，2021；谭娅等，2021；Ding & Lehrer, 2007；Gong et al., 2021；Gould et al., 2009；Lu & Anderson, 2015；Zimmerman, 2003）、工具变量（李长洪、林文炼，2019；Gaviria & Raphael, 2001；Jensen & Rasmussen, 2011）或面板数据模型（Feng & Li, 2016）等方法缓解因遗漏与情境效应和关联效应相关变量的干扰，本文基于追踪数据的一阶差分估计方法丰富了上述实证研究。

第二，拓展了学生参加课外辅导对其人力资本影响的研究。已有文献常聚焦于讨论并识别课外辅导与学生学业成绩间的因果关系，而鲜有涉及非认知能力和健康人力资本。现有不少研究发现学生的非认知能力和健康人力资本高低对其长期收入等方面有重要的影响（王春超、张承莎，2019；魏下海等，2018；Flores et al., 2020；Heckman, 2011）。本文关注个体学生时期的课外辅导状态是否会对其非认知能力和健康状况人力资本，对学生参加课外辅导所产生的效果文献做了有益的拓展。此外，本文严谨地识别了学生参加课外辅导与其学业成绩间的因果关系。不同于已有研究常使用横截面数据，并利用倾向得分匹配和工具变量方法（徐章星，2020；薛海平，2016；Dang, 2007），或是利用局部地区面板数据校正学生课外辅导状态可能面临的样本选择偏误（李佳丽，2018），本文使用一套具有全国代表性的初中生两期追踪调查数据，并利用一阶差分估计方法，在剔除了不随时间变化的遗漏变量之后，更为严谨地识别了学生的课外辅导状态变化与其学业成绩变化间的因果关系。

第三，对近些年市场规模巨大，且给不少家庭造成经济负担的课外辅导活动提供了较为严谨的“成本-收益”分析框架，也为当前政府实施“双减”政策的合理性提

供了经验证据。结合本文结论，若以获得有限的优质高中教育资源为决策目标，在学生及其家长花费了大量的时间和金钱成本的背景下，学生参加学业课外辅导的数量增加，虽然不会带来提高“同伴”人力资本的隐性成本，但也无法获得提高自身人力资本（标准分成绩、非认知能力和健康状态）的收益（进而助其获得有限的优质高中教育资源）；而参加兴趣课外辅导的数量增加，虽然无法为其带来提高标准分成绩和健康状况人力资本的收益，且不会产生提高“同伴”人力资本的隐性成本，但能为其带来提高非认知能力的收益。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分介绍本文使用的数据来源、基准模型设定和相关变量说明；第三部分汇报班级内学生间的课外辅导参与决策是否存在显著的同伴效应，并进行相关的稳健性检验和拓展性讨论；第四部分汇报学生参加课外辅导数量变化对其人力资本的影响，并进行拓展性研究；最后是本文的结论和讨论。

二 数据来源、模型构建与变量说明

（一）数据来源和样本选择

本文使用的数据来自 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（China Education Panel Survey, CEPS）。CEPS 是由中国人民大学中国调查与数据中心设计与实施、具有全国代表性的大型追踪调查项目。其中，2014 年调查以 7 年级和 9 年级两个同期群为调查起点，以人口平均受教育水平和流动人口比例为分层变量，从全国随机抽取了 28 个县区单位（县、区、市）作为调查点。调查的执行以学校为基础，在入选的县级单位随机抽取了 112 所学校、438 个班级进行调查，被抽中班级的学生全体入样，基线共调查了 19487 个学生。其中，7 年级学生 10279 个，9 年级学生 9208 个。

2015 年的追访对象是基线调查时的 7 年级学生，成功追访了 9449 名学生，追访率达到 91.9%。2014 年和 2015 年 CEPS 中关于学生和家長、社区环境、班主任和任课老师以及学校的基本信息调查内容非常接近。本文主要使用被成功追访到的 7 年级学生样本，以此构成两期追踪数据。

（二）基准模型构建与识别策略

1. 课外辅导是否存在同伴效应？

本部分利用一阶差分估计方法，实证识别班级内学生间的课外辅导是否存在同伴效应。为分析学生间不同类型的课外辅导是否存在同伴效应，同时纳入班级内其他学生两期参加学业课外辅导数量变化和参加兴趣课外辅导数量变化变量，具体模型设置

如式 (1) 所示：

$$\Delta Tutor_{i,j,k} = \alpha_1 + \beta_1 \Delta Ave_AcaTutor_{i,j} + \beta_2 \Delta Ave_IntTutor_{i,j} + \beta_3 \Delta X_{i,j} + \varepsilon_{i,j,k} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $\Delta Tutor_{i,j,k}$ 表示学校 i 班级 j 学生 k 在 7 年级和 8 年级参加的课外辅导数量变化。其中，课外辅导类型包括： $\Delta AcaTutor_{i,j,k}$ 学业课外辅导（参加语文/作文、普通数学、英语课外辅导班的总和）和 $\Delta IntTutor_{i,j,k}$ 兴趣课外辅导（参加绘画、书法、音乐/乐器、舞蹈、棋类、体育等其他兴趣班的总和）。具体定义如下：首先，分别计算学校 i 班级 j 学生 k 在 7 年级和 8 年级参加的学业和兴趣课外辅导数量；然后，分别取其差值。以学业课外辅导数量为例，即： $\Delta AcaTutor_{i,j,k} = AcaTutor_{i,j,k,8} - AcaTutor_{i,j,k,7}$ 。其中， $AcaTutor_{i,j,k,7}$ 和 $AcaTutor_{i,j,k,8}$ 分别表示学校 i 班级 j 学生 k 在 7 年级和 8 年级参加的学业课外辅导数量。

核心解释变量 $\Delta Ave_AcaTutor_{i,j}$ 、 $\Delta Ave_IntTutor_{i,j}$ 分别表示学校 i 班级 j 所有学生（除本人外）在 7 年级和 8 年级平均参加的学业课外辅导数量变化和兴趣课外辅导数量变化。定义如下：首先，分别计算学校 i 班级 j 所有学生（除本人外）在 7 年级和 8 年级平均参加的学业和兴趣课外辅导数量；然后，分别取其差值。即：

$$\Delta Ave_AcaTutor_{i,j} = \frac{1}{n-1} \sum_{m \neq k}^{n-1} AcaTutor_{i,j,m,8} - \frac{1}{n-1} \sum_{m \neq k}^{n-1} AcaTutor_{i,j,m,7}$$

$$\Delta Ave_IntTutor_{i,j} = \frac{1}{n-1} \sum_{m \neq k}^{n-1} IntTutor_{i,j,m,8} - \frac{1}{n-1} \sum_{m \neq k}^{n-1} IntTutor_{i,j,m,7}$$

其中， n 表示班级 j 的人数。为缓解 7 年级和 8 年级教师特征变化的干扰，纳入控制变量 $\Delta X_{i,j}$ ，包括：学生 k 在 7 年级和 8 年级的班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化，均设置为虚拟变量。以班主任为例，如果学生 k 在 7 年级和 8 年级的班主任发生变化，则定义为 1，否则为 0。语文、数学和英语任课老师是否发生变化的变量定义同班主任一致。为避免受相同班级因素影响而导致干扰项自相关，进而干扰估计系数显著性的统计推断，模型 (1) 的回归采用聚类到班级层面的稳健标准误。 $\varepsilon_{i,j,k}$ 为误差项。

2. 收益和成本（非货币）：课外辅导数量变化对学生人力资本的影响

学生参加学业课外辅导的目的往往是为了提高其学业标准分成绩，进而助其获得有限的优质教育资源，而参加兴趣课外辅导则主要是为了培养某一业余技能或是提高其非认知能力等。学生参加学业和兴趣课外辅导的状态变化，不仅会影响父母收入在“消费-投资-储蓄”间的分配，也会改变学生本人在“睡眠-学习-玩耍”等方面的时间配置，进而影响其学业成绩、非认知能力甚至健康状况。鉴于此，本文利用一

阶差分估计方法，研究学生参加学业和兴趣课外辅导的数量变化对其学业成绩等人力资本的影响，以此推断学生参加课外辅导能获得的收益或需承担的成本（非货币）。具体模型设置如式（2）所示：

$$\Delta HC_outcome_{i,j,k} = \gamma_1 + \delta_1 \Delta AcaTutor_{i,j,k} + \delta_2 \Delta IntTutor_{i,j,k} + \delta_3 \Delta X_{i,j} + \mu_{i,j,k} \quad (2)$$

其中，被解释变量 $\Delta HC_outcome_{i,j,k}$ 表示学校 i 班级 j 学生 k 在 7 年级和 8 年级的人力资本（包括学业成绩、非认知能力和健康状况）差值： $\Delta HC_outcome_{i,j,k} = HC_outcome_{i,j,k,8} - HC_outcome_{i,j,k,7}$ 。具体定义如下。

（1）学业成绩差值。本文定义学业成绩差值为 7 年级和 8 年级的“语数外”成绩差值。由于不同年级的考试内容和难度不同，学生不同年级间的考试成绩分数无法直接进行比较（即便是同一科目），并且学生及其父母在进行是否参加课外辅导决策时，主要目的是提高学生的学业标准分成绩（进而助其获得有限的优质教育资源），因此本文使用标准化后的学业成绩。具体定义如下：首先，以“班级 - 年级”为单位，对原始分成绩进行“均值为 0、标准差为 1”的标准化处理；然后，取其差值。为使结论更为稳健，也分别采用语文、数学、英语单科成绩表示。具体定义如下：首先，以“班级 - 年级 - 科目”为单位，对原始分成绩进行“均值为 0、标准差为 1”的标准化处理；然后，分别取其差值。

（2）非认知能力差值。本文选取 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查学生问卷中的 3 个问题衡量学生的非认知能力（Gong et al., 2021）。第一，在过去的七天内，学生感到沮丧/不快乐/生活没意思/悲伤的程度。选项为：1 = 从不；2 = 很少；3 = 有时；4 = 经常；5 = 总是。该选项数值越小，表明学生的非认知能力越高。第二，学生与同学参观博物馆/看电影的频率。选项为：1 = 从未做过；2 = 每年一次；3 = 每半年一次；4 = 每个月一次；5 = 每个月一次以上。该选项数值越大，表明学生的非认知能力越高。第三，学生对自己未来的信心程度。选项为：1 = 根本没有信心；2 = 不太有信心；3 = 比较有信心；4 = 很有信心。该选项数值越大，表明学生的非认知能力越高。

（3）健康状况差值。本文选取 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查学生问卷中的问题衡量学生的健康状况：你现在的整体健康情况如何。选项为：1 = 很不好；2 = 很不好；3 = 一般；4 = 比较好；5 = 很好。具体定义如下：首先，根据问卷选项将其设置为排序变量^①；然后，分别取其两期差值。

① 使用像“快乐”这种定序变量作为被解释变量时，若利用 Probit 或 Logit 模型对其进行标准化处理，其实证结果会因数据的分布假设不同而产生估计偏误（Bond & Lang, 2018）。

此外，教育部办公厅 2021 年印发《关于进一步加强中小学生睡眠管理工作的通知》，规定初中生的睡眠时间需达 9 小时^①。然而，根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查数据，7 年级和 8 年级学生平均每天睡眠时间仅分别为 8.35 小时和 8 小时左右。因此，我们也将学生的睡眠时间纳入健康状况考察范围之内，分析学生 7 年级和 8 年级两期参加课外辅导的数量变化是否会显著影响其睡眠时间。选取学生问卷中的问题“你通常每天晚上睡多长时间（小时）”，然后取学生两期的睡眠时间差值。

核心解释变量 $\Delta AcaTutor_{i,j,k}$ 和 $\Delta IntTutor_{i,j,k}$ 分别表示学校 i 班级 j 学生 k 在 7 年级和 8 年级的学业和兴趣课外辅导数量变化。为缓解 7 年级和 8 年级教师特征变化的干扰，纳入控制变量 $\Delta X_{i,j}$ 。核心解释变量和控制变量的设置和定义，以及聚类标准误的选择同模型（1）一致。 $\mu_{i,j,k}$ 为误差项。

3. 隐性收益和成本（非货币）：课外辅导数量变化是否产生溢出效应（人力资本）？

从参加课外辅导的动机（以提高获得优质教育资源概率）出发分析，学生参加课外辅导的收益和成本（非货币），不仅仅局限于自身的学业成绩、非认知能力和健康状况等人力资本的变动，还体现在是否对“同伴”的人力资本产生影响。在优质教育资源有限的背景下，如果学生参加课外辅导对班级内其他学生的人力资本产生了正向的溢出效应，那么对于参加课外辅导的学生而言，便产生了间接的隐性成本。相反，如果学生参加课外辅导对班级内其他学生的人力资本产生了负向的溢出效应，则产生了间接的隐性收益。鉴于此，我们将进一步研究班级内其他学生参加课外辅导数量变化对学生本人的人力资本是否产生了显著的溢出效应，以此推断学生参加课外辅导是否产生了间接的隐性成本或收益。具体模型设置如式（3）所示：

$$\Delta HC_outcome_{i,j,k} = \sigma_1 + \theta_1 \Delta Ave_AcaTutor_{i,j} + \theta_2 \Delta Ave_IntTutor_{i,j} + \theta_3 \Delta X_{i,j} + \omega_{i,j,k} \quad (3)$$

其中，被解释变量 $\Delta HC_outcome_{i,j,k}$ 表示学校 i 班级 j 学生 k 在 7 年级和 8 年级的人力资本（包括学业成绩、非认知能力和健康状况）差值。核心解释变量 $\Delta Ave_AcaTutor_{i,j}$ 、 $\Delta Ave_IntTutor_{i,j}$ 分别表示学校 i 班级 j 所有学生（除本人外）在 7 年级和 8 年级平均参加的学业课外辅导数量变化和兴趣课外辅导数量变化。控制变量 $\Delta X_{i,j}$ 表示教师特征变化。各变量的设置和定义，以及聚类标准误的选择同模型（1）至模型（2）一致。 $\omega_{i,j,k}$ 为误差项。

^① 来自中华人民共和国教育部《保证充足睡眠时间 促进学生健康成长》，参见 http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/xw_fbh/moe_2606/2021/tqh/sm/202104/t20210402_524057.html。

(三) 核心变量的统计描述

表 1 列示了模型 (1) 至模型 (3) 中相关核心变量的统计描述。结果显示：第一，无论是 7 年级，还是 8 年级，学生参加学业课外辅导的数量均多于兴趣课外辅导；第二，学生在 7 年级和 8 年级参加学业课外辅导的数量不存在显著差异，但在 8 年级参加兴趣课外辅导的数量显著低于 7 年级；第三，细分学业课外辅导类型后发现，学生在 8 年级参加语文和英语课外辅导的比例显著低于 7 年级，而参加数学课外辅导的比例显著高于 7 年级；第四，学生在 8 年级的“语数外”学业总成绩、数学和英语成绩显著低于 7 年级，而语文学业成绩则显著高于 7 年级。

表 1 模型 (1) 至模型 (3) 核心变量的统计描述

变量	7 年级(CEPS 2014)			8 年级(CEPS 2015)			均值差
	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	(4) - (1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
学业课外辅导数量(个体)	0.568	0.904	9388	0.577	0.905	9411	0.009
学业课外辅导数量(班级)	0.565	0.448	9388	0.575	0.450	9411	0.010
语文课外辅导数量(个体)	0.125	0.330	9388	0.107	0.309	9411	-0.018 ***
语文课外辅导数量(班级)	0.124	0.113	9388	0.107	0.110	9411	-0.017 ***
数学课外辅导数量(个体)	0.192	0.394	9388	0.241	0.428	9411	0.049 ***
数学课外辅导数量(班级)	0.191	0.162	9388	0.240	0.191	9411	0.049 ***
英语课外辅导数量(个体)	0.251	0.434	9388	0.229	0.420	9411	-0.022 ***
英语课外辅导数量(班级)	0.250	0.222	9388	0.228	0.189	9411	-0.022 ***
兴趣课外辅导数量(个体)	0.476	0.837	9388	0.386	0.713	9411	-0.090 ***
兴趣课外辅导数量(班级)	0.473	0.276	9388	0.385	0.223	9411	-0.088 ***
“语数外”学业总成绩	241.747	65.741	9264	229.707	73.757	9319	-12.040 ***
语文学业成绩	79.720	18.074	9281	81.363	20.364	9328	1.643 ***
数学学业成绩	78.015	27.744	9278	75.367	31.832	9330	-2.648 ***
英语学业成绩	83.846	27.569	9281	72.911	29.786	9320	-10.935 ***
沮丧程度	2.177	0.958	9204	2.299	1.053	9417	0.122 ***
不快乐程度	2.230	1.013	9189	2.297	1.069	9400	0.067 ***
生活没意思程度	1.685	1.026	9166	1.918	1.099	9387	0.233 ***
悲伤程度	2.008	1.008	9182	2.113	1.056	9407	0.105 ***
参观博物馆频率	2.020	1.086	9116	2.104	1.236	9405	0.084 ***
看电影频率	2.306	1.294	9083	2.397	1.427	9414	0.091 ***
对未来的信心程度	3.309	0.688	9357	3.113	0.717	9302	-0.196 ***
自评健康状况	4.104	0.893	9340	3.860	0.938	9355	-0.244 ***
睡眠时间	8.354	1.203	9080	7.996	1.104	8482	-0.358 ***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源：根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查 (CEPS) 数据计算得到。

三 课外辅导的同伴效应存在吗？

（一）基准回归和稳健性检验

1. 基准回归

表2第(A1)~(A6)列汇报模型(1)的估计结果。第(A1)~(A3)列关注学生间的学业课外辅导是否存在同伴效应；第(A4)~(A6)列关注学生间的兴趣课外辅导是否存在同伴效应。其中，第(A1)、(A4)列不包括其他特征变量；第(A2)、(A5)列纳入教师特征变量^①；第(A3)、(A6)列同时纳入班级其他学生的学业课外辅导数量变化和兴趣课外辅导数量变化变量。

结果显示：班级内其他学生的学业（兴趣）课外辅导数量变化对学生本人的学业（兴趣）课外辅导数量变化在1%水平上呈显著的正向影响，这表明在同一班级内，学生间的课外辅导同伴效应是显著存在的。以第(A3)、(A6)列为例（以下称基准回归），平均而言，班级内其他学生参加学业课外辅导数量每增加1门，学生参加学业课外辅导的数量相应增加0.66门，而参加兴趣课外辅导的数量仅增加0.07门；班级内其他学生参加兴趣课外辅导的数量每增加1门，学生参加兴趣课外辅导的数量相应增加0.63门，而参加学业课外辅导的数量仅增加0.09门。这表明班级内学生间的课外辅导同伴效应主要发生在同一类别间。

2. 稳健性检验：替换“同伴”变量

(1)“同伴”：学业成绩较为相似的同学。班级内学生参加课外辅导（尤其是学业课外辅导）的效仿，主要源于学业成绩的竞争。换言之，在同一班级内，学生及其家长在进行是否参加课外辅导决策时的参照点，可能是与其学业成绩较为相似的同学，而非全班所有同学。鉴于此，作为稳健性检验，本部分使用班级内成绩较为相似的同学作为“同伴”的衡量指标，并以此重新检验班级内学生间的课外辅导同伴效应是否仍显著存在。关于班级内成绩较为相似的同学（“同伴”），定义如下：首先以“班级-年级”为单位，并以“语数外”总成绩为排序标准，从低到高将学生划分为

^① 为探讨教师特征变化是否会影响基准结论，我们也尝试以教师是否发生变化进行分样本实证回归。结果显示：无论在7年级和8年级间班主任、语文、数学和英语老师均未发生变化的组别，还是在7年级和8年级间至少有一名教师发生变化的组别中，基准结论均不变。限于篇幅，该实证结果未予列示。

10 个组别（组别数值越大，成绩越高）；然后，将同一组别的学生视为该组学生的同伴；接着，分别计算各学生 7 年级和 8 年级“同伴”参加学业（兴趣）课外辅导的数量（除本人之外），并取其差值；最后，按照表 2 第（A1）至第（A6）列的实证思路重新回归。

实证结果见表 2 第（B1）至第（B6）列。结果显示：班级内其他学生学业（兴趣）课外辅导的数量变化，仍在 1% 水平上显著为正。这表明，即便利用班级内成绩较为相似的同学作为“同伴”的衡量指标，班级内学生间的学业（兴趣）课外辅导存在显著的同伴效应这一结论仍稳健成立。第（B3）、（B6）列的估计系数分别小于第（A3）、（A6）列，可推断在同一班级内，学生及其家长在进行是否参加课外辅导决策时的参照对象，可能不仅局限于与其成绩较为接近的同学，还受其他同学的影响。

表 2 课外辅导的同伴效应

	学业课外辅导数量(个体两期差值)			兴趣课外辅导数量(个体两期差值)		
第一部分(基准):以班级其他同学作为“同伴”衡量指标						
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)	(A5)	(A6)
学业课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.671 ^{***} (0.040)	0.676 ^{***} (0.041)	0.655 ^{***} (0.043)	—	—	0.068 ^{***} (0.025)
兴趣课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	—	—	0.088 ^{**} (0.034)	0.643 ^{***} (0.049)	0.653 ^{***} (0.050)	0.630 ^{***} (0.048)
教师特征变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
样本量	9352	7648	7648	9352	7648	7648
R ²	0.031	0.035	0.035	0.026	0.029	0.030
第二部分(稳健 I):以班级成绩相似的同学作为“同伴”衡量指标						
	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)
学业课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.150 ^{***} (0.024)	0.151 ^{***} (0.026)	0.147 ^{***} (0.026)	—	—	0.025 [*] (0.015)
兴趣课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	—	—	0.039 [*] (0.020)	0.103 ^{***} (0.019)	0.101 ^{***} (0.020)	0.098 ^{***} (0.020)
教师特征变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
样本量	9216	7541	7541	9216	7541	7541
R ²	0.011	0.014	0.015	0.006	0.007	0.008

续表

	学业课外辅导数量(个体两期差值)			兴趣课外辅导数量(个体两期差值)		
第三部分(稳健II):以班级成绩相似或比之优异的同学作为“同伴”衡量指标						
	(C1)	(C2)	(C3)	(C4)	(C5)	(C6)
学业课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.851*** (0.030)	0.860*** (0.033)	0.861*** (0.034)	—	—	0.001 (0.023)
兴趣课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	—	—	-0.005 (0.031)	0.802*** (0.029)	0.793*** (0.029)	0.793*** (0.029)
教师特征变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
样本量	8940	7342	7342	8940	7342	7342
R ²	0.100	0.101	0.101	0.091	0.095	0.095

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；限于篇幅，教师特征变量（班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化）实证结果未予列示。

资料来源：根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

(2) “同伴”：学业成绩较为相似或比之优异的同学。考虑到班级内学生及其家长在进行是否参加课外辅导决策时的参照点，除了成绩较为相似的同学之外，还可能包括成绩比之优异的同学，因此在表 2 第 (B1) 至第 (B6) 列的基础上，第 (C1) 至第 (C6) 列重新定义学生面临的“同伴”。首先，仍以“班级-年级”为单位，并以“语数外”总成绩为排序标准，从低到高将学生划分为 10 个组别（组别数值越大，成绩越高）；然后，将组别数值不低于学生本人所在组别数的学生群体视为该学生的“同伴”；接着，分别计算各学生 7 年级和 8 年级“同伴”参加学业（兴趣）课外辅导的数量，并取其差值；最后，按照表 2 第 (A1) 至第 (A6) 列的实证思路重新回归。

实证结果显示：班级内其他学生参加学业（兴趣）课外辅导的数量变化，仍在 1% 水平上显著为正，且估计系数均分别大于第 (A3)、(A6) 列^①。这不仅表明班级内学生间的学业（兴趣）课外辅导存在显著的同伴效应这一结论稳健存在，而且班级内学生间的学业（兴趣）课外辅导同伴效应主要来自学业成绩比之优异同学带来的榜样效应：学生（或其家长）为避免在教育锦标赛道上被甩在身后，因此效仿学业成绩比之优异学生的课外辅导参与决策。

^① 我们也尝试控制班级固定效应（而非纳入教师特征控制变量），这一结论仍稳健成立。限于篇幅，该实证结果未予列示。

(二) 进一步研究

1. 不同特征学生的反应程度

若如上文发现，班级内学生间的课外辅导参与决策存在显著的同伴效应，且在学生间进行传递的，那么不同特征的学生对这一效应的反应程度应是不同的。对课外辅导更为在意，以及家庭更能支付得起课外辅导（两期变化）的学生，其受到班级内其他学生课外辅导参与决策的影响应会更大。本部分将对此逐一进行实证检验。

(1) 对课外辅导是否在意。学生对课外辅导是否在意可体现在其前期参加课外辅导的行为上。相比于前期没有参加课外辅导的学生，那些前期参加课外辅导的学生对课外辅导应是持“在意”态度的。鉴于此，以学业课外辅导为例，本部分将 7 年级没有参加学业课外辅导的学生归为“对学业课外辅导不在意”组别，而将 7 年级参加学业课外辅导的学生归为“对学业课外辅导在意”组别。“对兴趣课外辅导是否在意”组别的定义与学业课外辅导类似。表 3 第 (A1) 和 (A2)、(B1) 和 (B2) 列的实证结果表明：无论是学业还是兴趣课外辅导，相比于那些对课外辅导不在意的学生，班级内其他学生 7 年级和 8 年级的课外辅导数量变化会更容易影响那些对课外辅导更为在意的学生。

(2) 父母支付能力（两期变化）是否变弱。本部分探讨相比于父母支付课外辅导能力相对减弱的学生，那些父母支付课外辅导能力相对增强的学生，其受班级内其他学生参加课外辅导决策的同伴效应是否会更明显。考虑到相比于家庭经济状况较为贫穷的学生，那些家庭经济状况较为富裕的学生，其父母能支付得起课外辅导的能力应会更强，因此表 3 第 (A3) 和 (A4)、(B3) 和 (B4) 列先利用学生家庭经济状况衡量其父母是否具有支付得起课外辅导的能力，并定义学生父母两期支付课外辅导能力的变化情况。具体如下：如果学生在 8 年级的家庭经济状况差于 7 年级，则将其视为“父母支付课外辅导能力减弱”组别；相反，如果学生在 8 年级的家庭经济状况不差于 7 年级，则将其视为“父母支付课外辅导能力增强”组别。然后，对基准回归进行分样本实证分析。结果显示：无论是学业还是兴趣课外辅导，相比于父母支付课外辅导能力变弱的学生，那些父母支付课外辅导能力变强的学生，受班级内其他学生 7 年级和 8 年级课外辅导数量变化的影响更为明显。

表3 进一步研究：不同特征学生的反应程度

	学业/兴趣课外辅导数量(个体两期差值)			
	对课外辅导是否在意		家庭支付能力强弱	
	在意	不在意	增强	减弱
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)
学业课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.774 *** (0.138)	0.421 *** (0.064)	0.687 *** (0.051)	0.492 *** (0.173)
兴趣课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	控制	控制	控制	控制
教师特征变量	控制	控制	控制	控制
样本量	2892	4756	6263	917
R ²	0.038	0.031	0.040	0.021
	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)
兴趣课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.839 *** (0.108)	0.140 *** (0.051)	0.697 *** (0.050)	0.180 (0.142)
学业课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	控制	控制	控制	控制
教师特征变量	控制	控制	控制	控制
样本量	2598	5050	6263	917
R ²	0.044	0.005	0.038	0.008

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；限于篇幅，教师特征变量（班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化）实证结果未予列示。

资料来源：根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

2. “语数外”科目间的课外辅导是否存在溢出效应？

现实中，班级内其他学生参加某一学业科目（如语文）课外辅导的数量变化，不仅会直接影响学生本人参加该科目（语文）的课外辅导，也可能会对其他科目（数学和英语）的课外辅导产生溢出效应。本部分将实证检验这一假说是否成立。

表4同时纳入班级内其他学生7年级和8年级两期语文、数学和英语课外辅导数量变化变量，并实证研究“语数外”科目间的课外辅导是否存在显著的直接效应和溢出效应。第（1）和（2）、（3）和（4）、（5）和（6）列的被解释变量分别为学生两期的语文课外辅导数量差值、数学课外辅导数量差值、英语课外辅导数量差值（取值分

别为 -1、0、1)。以语文学科为例，-1 表示学生在 7 年级参加语文课外辅导，但在 8 年级时未参加；0 表示学生在 7 年级和 8 年级均未参加语文课外辅导，或均参加语文课外辅导；1 表示学生在 7 年级未参加语文课外辅导，但在 8 年级时参加。其中，第 (1)、(3)、(5) 列未控制其他特征变量；第 (2)、(4)、(6) 列纳入学生参加兴趣课外辅导数量的两期变化以及教师特征变量。

表 4 进一步研究：“语数外”科目间的课外辅导是否存在溢出效应

	语文课外辅导数量 个人两期差值		数学课外辅导数量 个人两期差值		英语课外辅导数量 个人两期差值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
语文课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.603 *** (0.056)	0.573 *** (0.055)	0.072 (0.053)	0.092 * (0.055)	0.045 (0.050)	0.027 (0.052)
数学课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.037 (0.041)	0.054 (0.037)	0.620 *** (0.054)	0.604 *** (0.056)	-0.005 (0.034)	0.006 (0.031)
英语课外辅导数量(班级两期差值、除本人外)	0.028 (0.030)	0.016 (0.029)	-0.015 (0.036)	-0.012 (0.035)	0.638 *** (0.042)	0.613 *** (0.047)
兴趣课外辅导数量(班级两期差值)	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
教师特征效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
样本量	9352	7648	9352	7648	9352	7648
R ²	0.025	0.028	0.026	0.028	0.028	0.030

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；限于篇幅，教师特征变量（班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化）实证结果未予列示。

资料来源：根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

结果显示：班级内其他学生语文（数学或英语）课外辅导数量变化会显著提高学生本人的语文（数学或英语）课外辅导数量，但对其他科目的课外辅导数量未产生明显的溢出效应（除第 4 列）^①。这表明，班级内学生间的学业课外辅导同伴效应，主要发生在同一学业科目间。此外，这一结果也在一定程度上缓解了我们表 2 基准结论可能会遗漏重要变量（随时间变化）的担忧。

① 表 4 第 (4) 列“语文课外辅导数量（班级两期差值、除本人外）”变量估计系数 p 值为 0.095。

四 课外辅导数量变化对学生人力资本的影响

（一）课外辅导数量变化对学生学业成绩的影响

模型（2）的估计结果见表5。其中，第（1）至第（4）列的被解释变量分别为学生7年级和8年级“语数外”（总分）、语文、数学和英语标准分成绩的差值。结果显示：无论是学业还是兴趣课外辅导，学生7年级和8年级两期参加课外辅导的数量增加，对其“语数外”、语文、数学和英语标准分成绩均呈不显著影响。这一结果表明，对于学业成绩，学生参加学业和兴趣课外辅导的数量增加均不能带来收益。

由于不同年级间的考试成绩分数无法直接进行比较，表5第（1）至第（4）列使用了经标准化后的考试成绩，以评估学生参加课外辅导数量变化的效果。然而，考虑到学生及其家长在评估课外辅导是否有效或“值得”时，也可能会以考试原始分成绩作为判断标准。因此，表5第（5）至第（8）列进一步探讨学生7年级和8年级两期参加学业和兴趣课外辅导数量的变化对其“语数外”、语文、数学和英语原始分成绩的影响。结果显示：学生7年级和8年级两期参加学业课外辅导的数量增加能显著提高其“语数外”、语文、数学和英语原始分成绩；但参加兴趣课外辅导的数量增加对其“语数外”、语文和数学原始分成绩均呈不显著影响。

表5的结果反映了一个事实：在优质教育资源供给相对有限的前提下，当前的学业课外辅导热将使得学生们不可避免地落入“教育内卷化”陷阱。在优质教育资源相

表5 课外辅导数量变化对学生学业成绩的影响

	标准分个体两期差值				原始分个体两期差值			
	语数外	语文	数学	英语	语数外	语文	数学	英语
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
学业课外辅导数量 (个体两期差值)	0.003 (0.006)	0.003 (0.008)	0.013 (0.010)	-0.004 (0.007)	2.504*** (0.862)	0.534** (0.263)	1.273*** (0.381)	0.735** (0.340)
兴趣课外辅导数量 (个体两期差值)	-0.013 (0.008)	-0.013 (0.011)	-0.014 (0.010)	-0.004 (0.009)	1.194 (0.764)	0.199 (0.239)	0.315 (0.394)	0.683* (0.345)
教师特征效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7421	7439	7437	7434	7421	7439	7437	7434
R ²	0.000	0.000	0.001	0.000	0.006	0.003	0.010	0.004

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著；限于篇幅，教师特征变量（班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化）实证结果未予列示。

资料来源：根据2014年和2015年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

对稀缺的条件下，同伴效应使得大部分家长选择花费大量的时间和金钱让孩子参加课外辅导，然而，伴随而来的激烈竞争会抵消学生通过课外辅导提高升学概率的努力，导致课外辅导不能有效帮助子女获得有限的优质教育资源^①。而学生参加兴趣课外辅导的数量变化对其学业成绩的不显著效果，可能是其动机并非提高学业成绩。

(二) 课外辅导数量变化对学生非认知能力和健康状况的影响

本部分实证识别学生参加学业和兴趣课外辅导的数量变化对其非认知能力和健康状况的影响。具体结果见表 6。其中，第 (1) 至第 (7) 列的被解释变量为学生 7 年级和 8 年级两期非认知能力的差值；第 (8) 至第 (9) 列的被解释变量为学生 7 年级和 8 年级两期健康状况的差值。结果显示：第一，学生 7 年级和 8 年级两期参加学业课外辅导的数量变化对其非认知能力呈不显著的影响（除“参观博物馆”之外），而参加兴趣课外辅导的数量变化对其非认知能力则呈显著的正向影响（除“沮丧”“生活没意思”之外）；第二，无论是学业还是兴趣课外辅导，学生 7 年级和 8 年级两期参加课外辅导的数量变化对其健康状况（自评健康状况和睡觉时间）均呈不显著的影响^②。

表 6 课外辅导数量变化对学生非认知能力和健康状况的影响

	非认知能力个体两期差值							健康状况个体两期差值	
	沮丧	不快乐	生活没意思	悲伤	参观博物馆	看电影	对未来的信心	自评健康状况	睡眠时间
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
学业课外辅导数量 (个体两期差值)	0.016 (0.016)	0.012 (0.015)	0.008 (0.015)	0.014 (0.015)	0.035 * (0.019)	0.006 (0.020)	0.004 (0.009)	0.001 (0.013)	-0.013 (0.014)
兴趣课外辅导数量 (个体两期差值)	-0.017 (0.017)	-0.033 * (0.017)	-0.031 (0.019)	-0.031 * (0.018)	0.098 *** (0.020)	0.112 *** (0.023)	0.034 *** (0.010)	0.000 (0.013)	0.027 (0.017)
教师特征效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7446	7423	7396	7433	7378	7364	7483	7512	6709
R ²	0.003	0.001	0.001	0.001	0.008	0.005	0.003	0.001	0.002

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；限于篇幅，教师特征变量（班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化）实证结果未予列示。

资料来源：根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

- ① 由表 1 的变量描述性统计结果和表 2 的实证结果可知，初中生参加学业课外辅导的比例较高（约 0.57），班级内学生间的学业课外辅导同伴效应也较大（约 0.66）。
- ② 作为稳健性检验，我们也尝试将各非认知能力和自评健康状况变量进行标准化处理。具体如下：首先，以“年级-班级”为单位，对各指标进行“均值为 0、标准差为 1”的标准化处理；然后，分别取其差值；最后，按照表 6 的实证思路重新回归。结果显示：各列核心解释变量的估计系数符号和显著性基本不变。限于篇幅，该实证结果未予列示。

表6的结果表明：对于非认知能力和健康状况，学生7年级和8年级两期参加学业课外辅导的数量增加并不会带来相应的收益或成本。但是，参加兴趣课外辅导的数量增加则能在不影响健康的前提下，带来提高非认知能力的收益。

（三）隐性成本或收益：课外辅导数量变化是否产生溢出效应（人力资本）？

模型（3）的估计结果见表7和表8。其中，表7汇报班级其他学生参加课外辅导数量变化对学生本人学业标准分成绩是否产生溢出效应。第（1）至第（4）列分别为研究班级内其他学生7年级和8年级两期的学业课外辅导数量变化是否会显著影响学生的“语数外”、语文、数学和英语标准分成绩。结果显示：班级其他学生两期的学业和兴趣课外辅导数量变化对学生的标准分成绩并不会产生显著的溢出效应。作为稳健性检验，第（5）至第（8）列尝试将第（1）至第（4）列中的班级内其他学生7年级和8年级两期参加学业课外辅导数量变化核心解释变量，替换为班级内其他学生7年级和8年级两期参加语文、数学、英语的课外辅导数量差值（同时纳入这三个变量）。结果显示：班级内其他学生两期参加语文、数学、英语的课外辅导数量差值变量估计系数均表现为不显著影响。

表8汇报班级内其他学生7年级和8年级两期的课外辅导数量变化（除本人外）是否对学生的非认知能力和健康状况产生显著的溢出效应。第（1）至第（7）列的被解释变量为学生的非认知能力；第（8）至第（9）列的被解释变量为学生的健康状况。结果显示：班级其他学生两期的学业和兴趣课外辅导数量变化对学生的非认知能力和健康状况均未产生显著的溢出效应。

综上，表7和表8的实证结果表明，从参加课外辅导的动机（以提高获得优质教育资源概率）出发分析，学生本人参加学业和兴趣课外辅导不会产生间接的隐性成本和收益。此外，这一结果也在一定程度上缓解了我们表5和表6实证结论可能会遗漏重要变量（随时间变化）的担忧。

表7 隐性成本或收益：课外辅导数量变化是否产生溢出效应（学业成绩）

	语数外 (1)	语文 (2)	数学 (3)	英语 (4)	语数外 (5)	语文 (6)	数学 (7)	英语 (8)
学业课外辅导数量 (班级两期差值、除本人外)	0.003 (0.010)	0.003 (0.010)	-0.002 (0.008)	0.002 (0.009)	—	—	—	—
语文课外辅导数量 (班级两期差值、除本人外)	—	—	—	—	0.004 (0.030)	0.007 (0.031)	0.010 (0.025)	0.003 (0.027)

续表

	语数外	语文	数学	英语	语数外	语文	数学	英语
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数学课外辅导数量 (班级两期差值、除本人外)	—	—	—	—	-0.007 (0.020)	-0.012 (0.024)	-0.011 (0.019)	0.007 (0.017)
英语课外辅导数量 (班级两期差值、除本人外)	—	—	—	—	0.013 (0.023)	0.016 (0.024)	-0.002 (0.021)	-0.004 (0.020)
兴趣课外辅导数量 (班级两期差值、除本人外)	0.003 (0.011)	0.004 (0.013)	-0.008 (0.011)	0.009 (0.011)	0.001 (0.012)	0.002 (0.015)	-0.009 (0.012)	0.010 (0.012)
教师特征效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7421	7439	7437	7434	7421	7439	7437	7434

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；限于篇幅，教师特征变量（班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化）实证结果未予列示。

资料来源：根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

表 8 隐性成本或收益：课外辅导数量变化是否产生溢出效应（非认知能力和健康状况）

	非认知能力个体两期差值							健康状况个体两期差值	
	沮丧	不快乐	生活没意思	悲伤	参观博物馆	看电影	对未来的信心	自评健康状况	睡眠时间
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
学业课外辅导数量 (班级两期差值、除本人外)	-0.006 (0.090)	0.036 (0.078)	0.113 (0.086)	0.069 (0.084)	0.015 (0.087)	-0.056 (0.092)	0.010 (0.048)	-0.040 (0.062)	-0.116 (0.086)
兴趣课外辅导数量 (班级两期差值、除本人外)	-0.025 (0.090)	-0.158 (0.099)	-0.152 (0.106)	-0.117 (0.101)	0.093 (0.093)	0.238* (0.135)	-0.018 (0.057)	-0.052 (0.071)	0.089 (0.121)
教师特征效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7446	7423	7396	7433	7378	7364	7483	7512	6709

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；限于篇幅，教师特征变量（班主任、语文、数学和英语任课老师是否发生变化）实证结果未予列示。

资料来源：根据 2014 年和 2015 年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

五 结论与讨论

本文使用一套具有全国代表性的初中生两期追踪数据，并利用一阶差分估计方法，有以下发现。第一，班级其他学生参加学业（兴趣）课外辅导的数量增加会显著提高学生参加学业（兴趣）课外辅导的数量，这表明在同一班级内，学生间的课外辅导同伴效应是显著存在的，且这一效应在同一类别的课外辅导中表现得更为明显。即便利用班级内学业成绩较为接近或比之优异的同学作为“同伴”衡量指标，结论仍然不变。分样本回归发现，这一效应在那些对课外辅导较在意以及家庭支付能力增强的学生中表现得更为明显。我们还发现，班级内学生间的学业课外辅导同伴效应，主要发生在相同学业科目间，而在不同学业科目间无效应。

第二，学生参加学业课外辅导的数量增加，虽然能显著提高其“语数外”原始分成绩，但对其标准分成绩并无显著影响，而参加兴趣课外辅导的数量增加对其“语数外”原始分成绩和标准分成绩均呈不显著影响。进一步分析发现，学生参加学业课外辅导的数量变化对其非认知能力和健康状况基本呈不显著影响，而参加兴趣课外辅导的数量变化虽能显著提高其非认知能力，但对健康状况呈不显著影响。这表明，在学生及其父母花费大量时间和金钱成本的背景下，学生从课外辅导中获得的收益是较为有限的。我们还发现，班级内其他学生的学业和兴趣课外辅导数量变化，对学生本人的学业标准分成绩、非认知能力和健康状况均呈不显著的溢出效应。这表明，从参加课外辅导的动机（以提高获得优质教育资源概率）出发分析，学生参加课外辅导并不会产生显著的隐性成本（非货币）和收益。

本文发现不仅对理解近些年的课外辅导热现象有重要意义，也为当前政府实施“双减”政策的合理性提供了经验证据。对于学生家长而言，在决策是否为子女进行课外辅导，以及参加何种课外辅导时，应理性地综合考虑学生的具体情况以及欲实现的目标，而不应盲目地跟风参加课外辅导，避免陷入“教育内卷”中。而对于教育决策者而言，从政策层面精准实施“双减”政策，能在一定程度上缓解学生及其家长对课外辅导的非理性竞争。

本文的后续研究方向主要包括以下几个方面。第一，量化学生参加课外辅导的成本、收益和福利得失。本文为当前给不少家庭造成经济负担的课外辅导活动，提供了一个较为严谨的“成本-收益”分析框架。如何进一步量化学生参加课外辅导的成本、收益以及福利得失，进而为学生及其家长提供更为严谨的决策证据，是我们接下来需

要进一步深入挖掘的课题。第二,实证识别学生的课外辅导状态变化如何影响其人力资本。理论上,在时间和家庭收入为一定的约束下,学生的学业和兴趣课外辅导状态变化,不仅会改变父母在“消费-投资-储蓄”间的收入分配,也会影响学生在“睡眠-学习-玩耍”等方面的时间分配决策,进而影响学生的人力资本高低。如何利用更高质量的微观数据,识别课外辅导状态变化对学生人力资本的影响机制,是未来值得深究的重要方向。

参考文献:

- 陈媛媛、董彩婷、朱彬妍 (2021),《流动儿童和本地儿童之间的同伴效应:孰轻孰重?》,《经济学(季刊)》第2期,第511-532页。
- 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,第90-98页。
- 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,第597-616页。
- 谭娅、封世蓝、张庆华、龚六堂 (2021),《同群压力还是同群激励?——高中合作小组的同群效应研究》,《经济学(季刊)》第2期,第533-556页。
- 王春超、张承莎 (2019),《非认知能力与工资性收入》,《世界经济》第3期,第143-167页。
- 王春超、钟锦鹏 (2018),《同群效应与非认知能力——基于儿童的随机实地实验研究》,《经济研究》第12期,第177-192页。
- 魏下海、李博文、吴春秀 (2018),《人格的力量:非认知能力对流动人口创业选择的影响》,《学术研究》第10期,第93-101页。
- 徐章星 (2020),《影子教育提升了学业成绩吗?——来自CEPS的经验证据》,《基础教育》第2期,第9-19页。
- 薛海平 (2016),《课外补习、学习成绩与社会再生产》,《教育与经济》第2期,第32-43页。
- Bond, Timothy & Kevin Lang (2018). The Sad Truth About Happiness Scales. *Journal of Political Economy*, 127 (4), 1629-1640.
- Bray, Mark (1999). *The Shadow Education System: Private Tutoring and Its Implications for*

- Planners*. Paris: UNESCO.
- Dang, Hai-Anh (2007). The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam. *Economics of Education Review*, 26 (6), 683 – 698.
- Ding, Weili & Steven Lehrer (2007). Do Peers Affect Student Achievement in China's Secondary Schools? *Review of Economics and Statistics*, 89 (2), 300 – 312.
- Feng, Han & Jiayao Li (2016). Head Teachers, Peer Effects, and Student Achievement. *China Economic Review*, 41, 268 – 283.
- Flores, Manuel, Melchor Fernández & Yolanda Pena-Boquete (2020). The Impact of Health on Wages: Evidence from Europe before and during the Great Recession. *Oxford Economic Papers*, 72 (2), 319 – 346.
- Gaviria, Alejandro & Steven Raphael (2001). School-based Peer Effects and Juvenile Behavior. *Review of Economics and Statistics*, 83 (2), 257 – 268.
- Gong, Jie, Yi Lu & Hong Song (2021). Gender Peer Effects on Students' Academic and Noncognitive Outcomes: Evidence and Mechanisms. *Journal of Human Resources*, 56 (3), 686 – 710.
- Gould, Eric, Victor Lavy & Daniele Paserman (2009). Does Immigration Affect the Long-Term Educational Outcomes of Natives? Quasi-experimental Evidence. *The Economic Journal*, 119 (540), 1243 – 1269.
- Heckman, James (2011). Integrating Personality Psychology into Economics. *NBER Working Paper*, No. 17378.
- Huang, Bin & Rong Zhu (2020). Peer Effects of Low-ability Students in the Classroom: Evidence from China's Middle Schools. *Journal of Population Economics*, 33 (4), 1343 – 1380.
- Jensen, Peter & Astrid Würtz Rasmussen (2011). The Effect of Immigrant Concentration in Schools on Native and Immigrant Children's Reading and Math Skills. *Economics of Education Review*, 30 (6), 1503 – 1515.
- Lu, Fangwen & Michael Anderson (2015). Peer Effects in Microenvironments: The Benefits of Homogeneous Classroom Groups. *Journal of Labor Economics*, 33 (1), 91 – 122.
- Zimmerman, David (2003). Peer Effects in Academic Outcomes: Evidence from a Natural Experiment. *Review of Economics and Statistics*, 85 (1), 9 – 23.

The Peer Effect of Extracurricular Tutoring and Its Economic Consequences

Li Changhong¹, Lin Zhifan² & Lin Wenlian^{3,4}

(School of Economics, Jinan University¹;

Institute of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beijing Normal University²;

School of Management and Economics, The Chinese University of Hong Kong, Shenzhen³;

School of Management, University of Science and Technology of China⁴)

Abstract: Under the background of promulgating educational policy on reducing students' homework burden and extracurricular tutoring in the compulsory education period, this paper provides evidence for testing whether the educational policy is reasonable by studying whether students' participation in extracurricular tutoring is driven by peer effect and whether it can improve their academic performance and health status. Based on a set of panel data on students in China starting middle school at 7th grade, using the first-order difference estimation method, we have three findings. The decision-making of students' participation in both academic and interest tutoring is significantly driven by peer effect within class. Although students' participation in academic tutoring can significantly improve raw academic scores, it has no significant effect on standard academic scores. It indicates that in an environment where high-quality education resources are relatively scarce, the fierce competition for students' participation in academic tutoring within class may completely offset the efforts to improve the probability of entering an excellent school. Students' participation in interest tutoring can significantly improve non-cognitive ability, but academic tutoring has no significant effect. Regarding students' health outcomes, the influence of both academic and interest tutoring is not significant. Our findings have some enlightenment significance to understand the phenomenon of educational involution.

Keywords: extracurricular tutoring, peer effect, human capital

JEL Classification: H23, I21, J24

(责任编辑: 西 贝)