

## 课外辅导热：竞争压力与同伴效应

李长洪 林文炼\*

**摘要：**“给课外辅导热降温”是当前社会各界讨论的热点话题。尽管竞争压力被认为是引起课外辅导热的重要原因，却鲜有严谨的实证研究讨论这一问题。基于中国教育追踪调查面板数据，本文发现：在班级范围内，当成绩相仿的竞争对手参加课外辅导时，学生参加课外辅导的可能性显著增加；竞争偏好较强的学生，更容易受竞争对手的影响而参加课外辅导；这一同伴效应源于跟风式模仿而非信息式学习，并不能显著提高学生的学业成绩。

**关键词：**竞争压力；同伴效应；课外辅导

**DOI：**10.13821/j.cnki.ceq.2023.04.20

### 一、引言

“给课外辅导热降温”是当前社会各界关注和讨论的热点话题。2021 年 7 月 24 日，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《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》（简称“双减”政策）。随后，各省市政府颁布具体的实施方案。在此背景下，研究“课外辅导热”现象的形成机制，对如何有效地降低学生的校外培训负担有一定的启示意义。本文实证研究一个观点：在优质教育资源有限的背景下，让孩子参加学业课外辅导是无奈之举。特别是，当看到班级内其他学生（尤其是成绩相仿的竞争对手）都参加学业课外辅导时，家长更可能让孩子参加学业课外辅导班，唯恐孩子输在分数的起跑线上。<sup>①</sup> 尽管这一观点并不陌生，却鲜有严谨的实证研究讨论这一问题，本文旨在弥补现有文献的不足。

中国教育追踪调查（CEPS）数据为回答上述问题提供了良好的研究环境。首先，该数据包含了班级内所有学生的语文、数学和英语考试成绩，使得我们可以在班级范围内，根据“成绩是否相当”定义班级各学生面临的竞争对手和非竞争对手；其次，该调查详细记录了各学生参加学业课外辅导班的情况，使得我们有机会研究学生的课外辅导参与行为是否源于“班级内竞争对手参加学业课外辅导带来的竞争压力”；最后，CEPS 数据是追踪面板数据，因此，我们可以利用一阶差分估计方法，在剔除个人能力和家庭

\* 李长洪，暨南大学经济学院；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。通信作者及地址：林文炼，广东省深圳市龙岗区龙翔大道 2001 号，518172；电话：15800004377；E-mail: linwenlian@cuhk.edu.cn。本文得到中国博士后科学基金面上项目（2020M683162、2022M713062）、教育部人文社会科学研究青年基金项目（22YJC790066）、第四批暨南大学人文社会科学“宁静致远”工程青年基金项目（23JNQ18）和香港中文大学（深圳）经管学院研究基金 2022SE0045 的资助。感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

① 相关新闻见：邢榕，“辅导机构有增无减 莫让攀比助长浪费”，[http://views.ce.cn/view/ent/201302/22/t20130222\\_24133565.shtml](http://views.ce.cn/view/ent/201302/22/t20130222_24133565.shtml)，访问时间：2022 年 7 月 21 日。

背景等许多不可观测因素影响下,更加可信地推断“同伴带来的竞争压力”和“参加学业课外辅导”是否存在因果关系。

实证结果支持“学生参加学业课外辅导源于竞争压力”这一观点。我们发现,当竞争对手(成绩相仿的同学)参加学业课外辅导的平均数量每增加1项,学生参加学业课外辅导的数量显著增加0.67项。该结论在一系列稳健性检验以及排除“同班好朋友同伴效应”的竞争性假说后仍稳健存在。此外,有趣的是,基准回归还发现班级内非竞争对手(成绩高于或低于自己的同学)的学业课外辅导参与行为并不会显著影响学生参加课外辅导数量。

我们采用两个安慰剂检验证明:只有当竞争对手的课外辅导行为确实形成了“竞争压力”时,学生才会产生相似的“课外辅导”行为。进一步分析发现:竞争偏好较强的学生,更容易受竞争对手影响而参加学业课外辅导;竞争偏好较强的竞争对手,更可能提高其他学生参加学业课外辅导的可能性。最后,我们还发现,这一同伴效应主要源于跟风式模仿,而非信息式学习,并不能显著提高学生的学业成绩。

本文的贡献包含以下两方面:第一,“竞争压力引发同伴效应”逐渐受到经济学家和金融学家的关注。已有文献主要关注企业或政府面临的竞争压力加剧会如何影响其模仿竞争对手的策略(Wagener, 2013; 万良勇等, 2016; 邓慧慧和赵家羚, 2018; 刘京军等, 2018)。譬如,刘京军等(2018)以基金锦标赛理论为基础,关注基金在泡沫资产配置的行为。研究发现:开放式基金间存在同群效应,基金经理在泡沫资产配置上表现出模仿性策略。该模仿行为虽然能为基金带来显著的资金净流入,但并不能为基金投资者带来明显的超额收益。然而,据阅读所及,在教育经济学领域,鲜有文献关注并实证识别竞争压力与学生参加课外辅导的因果关系。本文为这支文献做了有益的拓展。

第二,我们发现学生参加课外辅导的参考对象,主要是成绩与之相当的竞争对手,而非成绩比之优秀或比之偏低的同学,因此丰富了关于教育经济学中同伴效应影响机制的文献。现有教育经济学文献常聚焦于实证识别学生性别、学业成绩、负向情绪、吸烟等特征或行为决策的同伴效应(Ding and Lehrer, 2007; Duflo et al., 2011; Lu and Anderson, 2015; 王春超和钟锦鹏, 2018; Gong et al., 2019; 李长洪和林文炼, 2019; Huang and Zhu, 2020; 陈媛媛等, 2021; 谭娅等, 2021)。常见的实证识别策略是:研究同一区域内,他人的特征或行为决策是否会显著影响个体的行为决策,以此推断同伴效应是否显著存在。譬如,王春超和钟锦鹏(2018)通过一项小学生班级内随机排座实验,研究发现:在随机形成的小组内,学生班干部数量对周边学生的非认知能力有显著的提高作用。然而,关于同伴效应的影响机制实证研究则相对较少。本文为教育经济学中的同伴效应“竞争压力”机制提供了经验证据。<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 谭娅等(2021)关注高中班级内合作小组的同伴效应。研究发现:在分级教学制度下,相比于以本科达线为目标的普通班,以培优为目标的重点班学生的同伴效应显著为负。谭娅等(2021)认为在激烈竞争中,优秀的同伴可能会转换为“压力”。与之不同,本文基于“课外辅导”视角,探讨成绩相仿的同学参加学业课外辅导行为,所带来的竞争压力,会如何影响学生的学业课外辅导参与行为。

## 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年的中国教育追踪调查数据（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的、具有全国代表性的大型追踪调查项目。其中，2014年是以7年级和9年级两个同期群作为调查起点，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、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19 487个学生。其中，7年级学生为10 279个，9年级学生为9 208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9 449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调查基本信息内容非常接近。本文主要使用那些被成功追访到的7年级学生样本，且在8年级未重新分班的班级，以此构成两期的追踪面板数据。

### （二）基准模型与识别策略

相比兴趣课外辅导，学生参加学业课外辅导的目的性更强些，其主要源于拟提高学业表现，以获得有限的优质教育资源。因此，本文以“学业课外辅导”为例，利用一阶差分估计法，考察当面临的竞争压力更大（较多竞争对手参加学业课外辅导）时，学生是否越会参加课外辅导，以维持甚至提高自己的学业成绩。基准模型设置如式（1）所示：

$$\Delta Tutor_{i,j} = \alpha_1 + \beta_1 \Delta MM\_Tutor_{i,j} + \beta_2 \Delta HH\_Tutor_{i,j} + \beta_3 \Delta LL\_Tutor_{i,j} + Class_i + \epsilon_{i,j}, \quad (1)$$

其中，被解释变量 $\Delta Tutor_{i,j}$ 表示班级*i*学生*j*在7年级和8年级参加的学业课外辅导总数量变化。定义如下：首先，分别计算班级*i*学生*j*在7年级和8年级参加“语文、数学和英语”学业课外辅导的总数量；然后，取其差值： $\Delta Tutor_{i,j} = Tutor_{i,j,8} - Tutor_{i,j,7}$ 。

核心解释变量 $\Delta MM\_Tutor_{i,j}$ 表示班级*i*学生*j*在7年级和8年级面临的竞争压力变化情况，使用对应的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量变化作为衡量指标： $\Delta MM\_Tutor_{i,j} = MM\_Tutor_{i,j,8} - MM\_Tutor_{i,j,7}$ 。其中，竞争对手定义为成绩相当的同学。此外，我们也纳入班级*i*学生*j*在7年级和8年级面临的非竞争对手（包括成绩比之优秀的榜样和成绩较之偏低的同学）参加学业课外辅导的平均数量变化： $\Delta HH\_Tutor_{i,j}$ 和 $\Delta LL\_Tutor_{i,j}$ ，以检验学生参加学业课外辅导数量的变化是否与非竞争对手的学习策略变化相关。

关于竞争对手和非竞争对手，定义介绍如下：首先，以“班级-年级”为单位，并以“语数外”总成绩为标准，从低到高排序，将学生划分为5个组别（组别数值越大，成绩越高）。<sup>①</sup> 具体而言，如果班级*i*学生*j*在*t*年级的“语数外”考试成绩小于或等于

<sup>①</sup> 关于竞争对手和非竞争对手变量的定义，本文均以CEPS调查到的班级学生全样本作为计算对象（而非以追踪到的班级学生样本）。

所在班级学生“语数外”考试成绩20%分位数点,将其视为组别1。如果学生“语数外”考试成绩大于所在班级学生“语数外”考试成绩20%分位数点,但小于或等于40%分位数点,将其视为组别2;如果学生“语数外”考试成绩大于所在班级学生“语数外”考试成绩40%分位数点,但小于或等于60%分位数点,将其视为组别3;如果学生“语数外”考试成绩大于所在班级学生“语数外”考试成绩60%分位数点,但小于或等于80%分位数点,将其视为组别4;如果学生“语数外”考试成绩大于所在班级学生“语数外”考试成绩80%分位数点,将其视为组别5。然后,将同一组别的学生、组别数值比之高的学生、组别数值比之低的学生,分别视为该组学生面临的竞争对手、榜样(非竞争对手I)和其他同学(非竞争对手II)。最后,分别计算各学生7年级和8年级面临的竞争对手、榜样和其他同学参加“语文、数学和英语”学业课外辅导的平均数量,并取其差值(8年级与7年级的差值),以定义各学生在7年级和8年级面临的竞争压力和非竞争压力变化指标。

为缓解7年级和8年级班级特征变化的干扰,纳入班级固定效应 $Class_i$ 变量。此外,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。 $\epsilon_{i,j}$ 为误差项。我们重点关注估计系数 $\beta_1$ ,其捕捉的是班级内成绩相仿的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量对学生参加学业课外辅导数量的干预效应。

### (三)核心变量的统计事实

表1列示了模型(1)中相关核心变量的统计事实。<sup>①</sup>结果显示:平均而言,学生在8年级参加学业课外辅导的数量要显著高于7年级;当进一步细分面临的学生对象时,发现学生面临的竞争对手和非竞争对手I(榜样)在8年级参加学业课外辅导的数量要显著高于7年级,但非竞争对手II(其他同学)在8年级参加学业课外辅导的数量则显著低于7年级。

表1 核心变量的统计事实

	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)
学生参加学业课外辅导的平均数量	0.652	0.943	3 596	0.709	0.965	3596	0.057**
竞争对手参加学业课外辅导的平均数量	0.631	0.525	3 596	0.694	0.510	3 596	0.063***
非竞争对手I参加学业课外辅导的平均数量	0.656	0.540	3 596	0.696	0.555	3 596	0.040***
非竞争对手II参加学业课外辅导的平均数量	0.624	0.495	3 596	0.564	0.470	3 596	-0.060***

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。竞争对手为成绩相当的同学;非竞争对手I为成绩比之优秀的榜样;非竞争对手II为成绩较之偏低的其他同学。(下同)

<sup>①</sup> 2015年CEPS数据成功追踪9 949名基线7年级学生,本文进行以下数据处理,得到3 596个学生样本进行实证回归:(1)剔除参加学业课外辅导数量缺失的样本;(2)因回归需纳入非竞争对手I和非竞争对手II作为控制变量,仅保留同时拥有“成绩比之优秀”和“成绩比之偏低”的学生样本;(3)剔除8年级重新分班的班级样本。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准回归

表2汇报模型(1)的实证结果。其中,第(1)列仅纳入班级竞争对手(成绩相当的同学)参加学业课外辅导的平均数量;第(2)列纳入班级固定效应;第(3)列进一步纳入学生对应非竞争对手I(成绩比之优秀的榜样)和非竞争对手II(成绩比之偏低的其他同学)参加学业课外辅导的平均数量。实证结果均显示:“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量的估计系数在1%水平上显著为正。

以第(3)列为例(下称“基准回归”),估计系数为0.671,表明平均而言,竞争对手参加学业课外辅导的数量每增加1项,学生参加学业课外辅导的数量会随之增加0.671项。一个有趣的发现是:“非竞争对手I参加学业课外辅导的数量”和“非竞争对手II参加学业课外辅导的数量”的系数分别为-0.057和-0.128,均不显著。这意味着非竞争对手的学业课外辅导行为不会显著影响学生参加学业课外辅导的数量。基准回归结果支持:学生的学业课外辅导参与行为主要源于“班级内竞争对手参与学业课外辅导带来的竞争压力”。

表2 基准回归

因变量	学生个体参加学业课外辅导的数量		
	一阶差分(First-order Difference, FD)		
	(1)	(2)	(3)
竞争对手参加学业课外辅导的平均数量	0.842*** (0.034)	0.701*** (0.047)	0.671*** (0.051)
非竞争对手I参加学业课外辅导的平均数量			-0.057 (0.114)
非竞争对手II参加学业课外辅导的平均数量			-0.128 (0.093)
班级固定效应		控制	控制
样本量	3 596	3 596	3 596
R <sup>2</sup>	0.131	0.149	0.150

注:括号内为聚类到班级层面的稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别为1%、5%和10%水平上显著。

#### (二) 稳健性检验

本节对基准回归进行稳健性检验,以确保基准结论是可信的。实证结果见表3。

(1) 样本选择:“非竞争对手”定义。为了同时纳入榜样和其他同学以检验“非竞争对手”的影响,基准回归只包含成绩组别数值为2-4的学生样本(即剔除班级成绩最好和最差的学生样本)。换言之,基准回归没有考虑班级内成绩最优秀和最差学生面临的“竞争压力”。作为稳健性检验,表3第(1)列将纳入班级内成绩最优秀和最差学生样本,并重新定义“非竞争对手”变量。具体而言,在基准回归的基础上,同时纳入成

绩组别数值为1—5的学生样本。然后,将所有学生划分为两组:竞争对手(组别数值相同的学生)和非竞争对手(组别数值不同的学生),并分别计算竞争对手和非竞争对手参加学业课外辅导的平均数量。实证结果显示:“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量仍在1%水平上呈显著的正向影响,且估计系数略大于基准回归;而“非竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量呈不显著影响。这表明,即便考虑样本选择问题,重新定义“非竞争对手”变量,基准结论仍稳健成立。

(2)重新定义竞争对手和非竞争对手。本节将重新定义竞争对手和非竞争对手:以本人为中心,将同一班级“语数外”成绩上下三名的同学作为竞争对手,而将其他同学视为非竞争对手。<sup>①</sup>具体介绍如下:首先,以“班级-年级”为单位,并以“语数外”成绩为标准,从低到高排序。然后,定义各学生面临的竞争压力和非竞争压力。以班级*i*学生*j*在*t*年级时为例,假设其“语数外”考试成绩排名为*n*(成绩越高,数值越小),班级学生总人数为*m*,我们将“语数外”考试成绩排名为 $[n-3, n+3]$ 的学生视为其竞争对手;将“语数外”考试成绩排名为 $[1, n-3)$ 的学生视为成绩比之优秀的榜样(非竞争对手I);而将“语数外”考试成绩排名为 $(n+3, m]$ 的学生视为成绩比之偏低的其他同学(非竞争对手II)。接着,分别计算各学生7年级和8年级面临的竞争对手、榜样和其他同学参加“语文、数学和英语”学业课外辅导的平均数量,并取其差值(8年级与7年级的差值),以定义各学生在7年级和8年级面临的竞争压力和非竞争压力变化指标。

表3第(2)列的实证结果显示:“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量的估计系数在1%水平上显著为正。而“非竞争对手I参加学业课外辅导的平均数量”和“非竞争对手II参加学业课外辅导的平均数量”变量仍呈不显著影响。这表明基准结论不因竞争对手和非竞争对手的定义而发生变化。此外,为避免因同时纳入“非竞争对手I参加学业课外辅导的平均数量”和“非竞争对手II参加学业课外辅导的平均数量”变量而导致回归样本过多损耗,与第(1)列类似,表3第(3)列重新定义“非竞争对手”,即将成绩比之优秀的榜样(非竞争对手I)和成绩比之偏低的其他同学(非竞争对手II)统一为非竞争对手,并分别计算竞争对手和非竞争对手参加学业课外辅导的平均数量。实证结果显示:“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量的估计系数仍在1%水平上显著为正。而“非竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量仍呈不显著影响。

(3)班级规模与测量误差。班级规模会影响对竞争对手和非竞争对手的定义。在基准回归使用的样本中,班级学生规模最小为15人。在这些规模较小的班级内,如果学生之间的成绩差异不大,那么理论上,其他学生均可能被视为竞争对手。但是,基准回归的设定则会将部分竞争对手归类为非竞争对手,产生一定的测量误差。在表3第(4)列中,我们使用班级学生人数不少于30人的样本<sup>②</sup>,重新进行回归分析。“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量的估计系数大小和显著性与基准回归非常接近,表明

<sup>①</sup> 为使结论更为稳健,我们还尝试将同一班级“语数外”成绩上下五名的同学定义竞争对手。然后,按照表3第(2)、(3)列的变量设置和实证思路,重新进行回归。实证结论基本不变。

<sup>②</sup> 使用班级学生人数不少于50人的样本进行重新回归,结论仍不变。限于篇幅,该实证结果未列示于正文,具体结果请见附录表A1。感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

这种潜在的测量误差不会显著影响结论。

(4) 成绩分组和测量误差。成绩分组也会影响对竞争对手和非竞争对手的定义。在基准回归中，我们依据“语数外”成绩将学生划分为5个组别，以此定义各学生面临的竞争对手和非竞争对手。在表3第(5)列中，我们尝试依据“语数外”成绩将学生划分为10个组别，重新定义竞争对手和非竞争对手，进行稳健性检验。结果显示：“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量仍在1%水平上显著为正，且估计系数略大于基准回归。这一结果表明，即便将班级学生人群划分为更多组别，以更精准地度量班级内学生面临的竞争压力，基准结论仍不变。<sup>①</sup>

表3 稳健性检验

回归类型	样本选择	重新定义竞争对手和非竞争对手			测量误差
	组别数值为1—5	以“语数外”成绩上下三名学生作为竞争对手			班级规模 成绩分组
因变量_个体	学业课外辅导数量				
估计方法	一阶差分				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
竞争对手参加学业课外辅导的平均数量	0.800*** (0.342)	0.757*** (0.034)	0.872*** (0.087)	0.660*** (0.054)	0.760*** (0.025)
非竞争对手I参加学业课外辅导的平均数量		0.019 (0.043)		-0.131 (0.098)	-0.010 (0.053)
非竞争对手II参加学业课外辅导的平均数量		-0.012 (0.043)		-0.081 (0.119)	-0.031 (0.057)
非竞争对手参加学业课外辅导的平均数量	0.342 (0.316)		0.585 (0.480)		
班级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7 544	5 623	6 099	3 459	5 333
R <sup>2</sup>	0.139	0.169	0.175	0.143	0.234

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别为1%、5%和10%水平上显著。非竞争对手（班级内组别数值不同的学生）包括非竞争对手I和非竞争对手II。

① 我们还尝试在基准回归的基础上，分别做了以下几个稳健性检验：(1) 将“聚类到班级层面的稳健标准误”替换为“聚类到学校层面的稳健标准误”。(2) 控制学生初始学业表现（7年级“语数外”成绩）变量。(3) 纳入学生两期家庭经济状况变化变量。其中，学生家庭经济状况变量来自CEPS学生家长问卷：“目前您家的经济条件如何”。首先，设置为虚拟变量，0=富裕（比较富裕或很富裕）；1=非富裕（非常困难或比较困难或中等）；接着，取两期差值。(4) 纳入班级学生间的亲密程度变量。其中，班级学生间的亲密程度来自CEPS学生问卷：“关于学校生活，你是否同意下列说法——班里大多数同学对我很友好”。首先，设置为虚拟变量，1=比较同意或完全同意；0=完全不同意或比较不同意。接着，以“班级-年级”为单位，计算各班级学生间的友好程度（平均值），以此度量班级同学亲密程度。数值越高，表示班级同学亲密程度越好。再者，取两期差值。最后，在基准回归的基础上，纳入班级同学亲密程度变化情况变量。(5) 区分“语文、数学和英语”科目，研究基准结论在不同学科中是否显著存在。基准结论均不变。限于篇幅，上述实证结果未列示于正文具体结果请见附录表A2和表A3。

### (三) 安慰剂检验：虚假的竞争压力和虚假的课外辅导行为

本节将采用两个安慰剂检验，旨在证明基准结论确实源于竞争对手带来的“竞争压力”。具体实证结果见表4。

第一，虚假的竞争压力。在本文中，竞争压力源于“学业课外辅导”，而竞争对手参加“兴趣班课外辅导”（包括绘画、书法等其他兴趣班，下同）并不会对学生在“语数外”学科上产生竞争压力。因此，可以利用“竞争对手参加兴趣班的平均数量”构造一个安慰剂检验，进而证明学生的学业课外辅导参与行为确实是源于竞争对手带来的“竞争压力”。具体而言，在基准回归的基础上，表4第(1)列为使用竞争对手两期参加兴趣课外辅导的平均数量变化作为“虚假”竞争压力的衡量指标。结果显示：“竞争对手参加兴趣课外辅导的平均数量”变量的估计系数呈不显著影响，即只有面临真正的竞争压力时，学生参加学业课外辅导的数量才会发生变化。

第二，虚假的课外辅导行为。当面临学业成绩相仿的竞争对手参加学业课外辅导，带来的竞争压力时，为避免学业成绩输在起跑线上，学生参加“学业”课外辅导的可能性会随之增加。因此，这种干预效应应该是有“针对性”的。我们在基准回归的基础上，将被解释变量替换成“学生参加兴趣课外辅导的数量”，进行安慰剂检验。表4第(2)列的实证结果显示：“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量的估计系数呈不显著影响。这表明，学生的课外辅导参与行为受竞争对手的影响是有“针对性”的。

结合基准回归和上述一系列敏感性检验结果，我们可以得到：当竞争对手的课外辅导行为确实形成了“竞争压力”时，学生的“学业”课外辅导参与行为才会有显著影响。

表4 安慰剂检验：虚假的竞争压力和虚假的课外辅导行为

回归类型	安慰剂检验	
	虚假竞争压力	虚假因变量
因变量_个体	学业课外辅导数量	兴趣课外辅导数量
估计方法	一阶差分	
	(1)	(2)
竞争对手参加兴趣课外辅导的平均数量	0.055 (0.059)	
竞争对手参加学业课外辅导的平均数量		0.079 (0.050)
非竞争对手Ⅰ参加学业课外辅导的平均数量	控制	控制
非竞争对手Ⅱ参加学业课外辅导的平均数量	控制	控制
班级固定效应	控制	控制
样本量	3 596	3 596
R <sup>2</sup>	0.118	0.088

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别为1%、5%和10%水平上显著。



#### （四）考虑竞争性假说：同班好朋友的同伴效应

在基准回归中，我们将班级内成绩相仿的同学视为竞争对手，并将其参加学业课外辅导的数量多少视为竞争压力强弱，实证结果发现：学生的学业课外辅导参与行为主要源于竞争压力。但是，一个可能干扰基准结论的竞争性假说是“同班好朋友的同伴效应”。具体而言，由于“近朱者赤”，如果与学生同班的好朋友恰好与本文定义的竞争对手重合，那么基准结论衡量的是与学生同班的好朋友同伴效应，而非竞争压力。本节将实证检验基准结论是否受该竞争性假说影响。

如果数据允许，我们可以结合“学生的好朋友”详细数据，仅筛选那些成绩相当的学生（不包括好朋友），作为“干净”的竞争对手衡量指标，并进行实证回归。较为遗憾的是，CEPS虽然有咨询各受访学生“你最好五个好朋友的名字”以及“好朋友是否同班”信息，但其并未公开好朋友姓名或代码详细数据。因此，无法直接将学生的好朋友从竞争对手中剔除，进而定义“干净”的竞争对手变量。不过，幸运的是，该数据公布了好朋友的其他信息，譬如，是否学习成绩优良等。<sup>①</sup>我们利用这一信息，检验基准结论是否受“同班好朋友的同伴效应”干扰。识别思想是：假如学生的好朋友恰好与其成绩不相当（譬如，比之优秀），那么此时识别在班级范围内，成绩相当的竞争对手参加课外辅导带来的竞争压力，对学生参加课外辅导行为的影响，便不会受“同班好朋友的同伴效应”影响。

具体的实证步骤介绍如下：首先，在基准模型（1）的基础上，选取两期组别数值均为1—3的学生样本（“语数外”学业成绩并非优良）<sup>②</sup>；接着，限定两期好朋友是学习成绩优良的学生样本（提及的好朋友有“一到二个”或“很多”是学习成绩优良）；最后，再按照基准回归思路重新实证，结果如表5第（1）列所示。结果显示：“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量仍在1%水平上呈显著的正向影响，且估计系数与基准回归非常接近。此外，“非竞争对手Ⅰ参加学业课外辅导的平均数量”和“非竞争对手Ⅱ参加学业课外辅导的平均数量”仍呈不显著影响，与基准回归一致。

为了使结论更为稳健，在表5第（1）列的基础上，我们还尝试做了两个稳健性检验。具体而言，首先，依然选取两期组别数值均为1—3的学生样本；接着，表5第（2）列仅筛选那些“有‘很多’成绩优良的好朋友”学生样本（不包括只有一到二个）；第（3）列限定两期的好朋友数量均不超过5个的学生样本；最后，再分别按照基准回归思路重新实证。结论仍不变。上述实证结果表明，即便考虑“同班好朋友的同伴效应”影响，成绩相当的竞争对手参加课外辅导带来的竞争压力，会显著提高学生参加课外辅导的可能性，这一基准结论仍稳健成立。

<sup>①</sup> 2014年和2015年CEPS数据中的学生问卷：“您提及的几个好朋友有没有以下情况：学习成绩优良？”选项是：1=没有这样的；2=一到二个这样；3=很多这样的。

<sup>②</sup> 此外，我们也尝试利用2014年和2015年CEPS的学生家长问卷调查受访时学生的班级排名数据，定义学生的学业成绩是否优良：将学生家长回答学生目前的成绩在班里处于“不好/中下/中等”视为学业成绩非优良；然后，按照表5的实证思路重新回归。实证结论均不变。限于篇幅，该实证结果未予列示，具体结果请见附录表A4。

表5 考虑竞争性假说：同班好朋友的同伴效应

因变量_个体		学业课外辅导数量		
估计方法		一阶差分		
回归样本	学生样本：成绩较差，但有成绩优良的好朋友 I	学生样本：成绩较差，但有成绩优良的好朋友 II	学生样本：成绩较差，但有成绩优良的好朋友 I，且两期好朋友数量不多于5个	
	(1)	(2)	(3)	
竞争对手参加学业课外辅导的平均数量	0.633*** (0.104)	0.533** (0.264)	0.633** (0.247)	
非竞争对手 I 参加学业课外辅导的平均数量	0.182 (0.366)	-0.292 (1.005)	-0.099 (0.989)	
非竞争对手 II 参加学业课外辅导的平均数量	-0.127 (0.215)	-0.523 (0.506)	-0.494 (0.574)	
班级固定效应	控制	控制	控制	
样本量	1 715	443	411	
R <sup>2</sup>	0.188	0.401	0.488	

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别为 1%、5% 和 10% 水平上显著。

### (五) 异质性分析

本小节进一步研究两个问题：(1) 在给定竞争对手带来的竞争压力时，哪些学生的学业课外辅导参与行为更容易受影响？(2) 哪些竞争对手对学生参加学业课外辅导的影响更大？回答这两个问题有助于我们进一步理解“课外辅导热”现象的形成过程。

(1) 哪些学生的学业课外辅导参与行为更容易受影响。先验看，当感受到竞争对手参加学业课外辅导而产生的竞争压力时，竞争偏好较强的学生，可能会更倾向于参加学业课外辅导，以避免输在分数的起跑线上。现有不少经济学文献研究发现：性别会显著影响个人的竞争偏好 (Niederle and Vesterlund, 2007; Gneezy et al., 2009)。因此，本节将结合学生的性别特征，从不同竞争偏好视角，进一步讨论：在给定竞争对手带来的竞争压力情况下，竞争偏好更强的学生是否更倾向于参加学业课外辅导。

已有不少研究发现：相比女性，男性更倾向于参与竞争 (Andersen et al., 2013; Sutter and Glätzle-Rützler, 2014)。因此，在基准回归基础上，我们将样本划分为男生和女生两组，并将男生视为竞争偏好较强的组别，而将女生视为竞争偏好较弱的组别。然后，重新进行实证。表6第(1)、(2)列的结果显示：无论在男生样本，还是女生样本，“竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量均在1%水平上呈显著的正向影响。不过，在男生样本中，估计系数要显著地大些。这一结果意味着，在给定竞争对手带来的竞争压力时，男生更可能参加学业课外辅导班。

(2) 哪些竞争对手对学生参加学业课外辅导的影响更大。基准回归结果表明：平均而言，班级内成绩相仿的同学(竞争对手)参加课外辅导所产生的“竞争压力”，会导致学生参加学业课外辅导的可能性显著提高，而非竞争对手参加课外辅导的行为则无显

著效应。本节将在基准回归的基础上，进一步细究在给定竞争对手带来的竞争压力时，哪类竞争对手所传递出的竞争信号会更强，进而更能引发学生参加学业课外辅导。先验看，那些具有更强竞争偏好的竞争对手，传递出的竞争信号可能会更强，进而让学生感受到的竞争压力会更大，从而更能引起学生的注意和参加学业课外辅导。本节将对此进行实证检验。

与上一节类似，我们先利用学生的性别特征，定义不同竞争偏好的个体。其中，将男生视为竞争偏好较强个体；相反，将女生视为竞争偏好较弱个体。接着，在基准回归的基础上，依据性别将学生面临的竞争对手划分为两组：竞争偏好较强和竞争偏好较弱的竞争对手，并分别计算这两类竞争对手参加学业课外辅导的平均数量（所传递出的竞争压力强弱）。最后，实证研究这两类竞争对手所传递出的竞争压力对学生参加课外辅导行为的影响是否存在显著的差异。

具体实证结果见表6第(3)列所示。结果显示：在控制“非竞争对手I（榜样）参加学业课外辅导的平均数量”“非竞争对手II（其他同学）参加学业课外辅导的平均数量”和班级固定效应的情况下，尽管“竞争偏好较弱的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”和“竞争偏好较强的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量”变量均在1%水平上呈显著正向影响。但是，相比前者，后者的估计系数会更大些。这意味着，那些竞争偏好较强的竞争对手参加学业课外辅导行为，所释放出来的竞争压力，会使学生参加学业课外辅导的可能性显著更高。

表6 异质性分析

因变量_个体	学业课外辅导数量		
	一阶差分		
	分样本：竞争偏好强弱		全样本
	较强（男生）	较弱（女生）	
回归类型	(1)	(2)	(3)
竞争对手参加学业课外辅导的平均数量	0.803*** (0.094)	0.554*** (0.075)	
竞争偏好较弱的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量			0.228*** (0.033)
竞争偏好较强的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量			0.324*** (0.039)
非竞争对手I参加学业课外辅导的平均数量	控制	控制	控制
非竞争对手II参加学业课外辅导的平均数量	控制	控制	控制
班级固定效应	控制	控制	控制
样本量	1 836	1 760	3 489
R <sup>2</sup>	0.190	0.208	0.146
组间系数差异的检验：Chi2 统计量 (P 值)	4.08** (0.043)		
组内系数差异的检验：F 统计量 (P 值)	2.78* (0.097)		

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别为1%、5%和10%水平上显著。

### (六) 同伴效应的动机：“信息式学习”还是“跟风式模仿”？

借鉴 Leacy and Roberts (2014) 和 Foucault and Fresard (2014) 的做法, 本节进一步探讨: 受竞争对手的影响, 学生参加学业课外辅导的动机, 是信息式学习, 还是跟风式模仿。信息式学习是一种有效的学习方式。学生通过观察竞争对手的课外辅导参与行为, 结合自己的实际情况, 学习并提取相关有用信息, 并对竞争对手的课外辅导行为进行判断。最后, 做出与竞争对手方向一致的决策, 以获得更佳的学业表现。与之相反, 跟风式模仿主要强调学生的非理性, 体现为学生忽视了自身的特征信息, 盲目模仿竞争对手的课外辅导行为, 进而陷入一种“低效”的学习。此时, 学生无法通过参加学业课外辅导行为以提高其学业表现。区分学生参加学业课外辅导的动机有很强的现实意义: 若前者较为普遍, 那么至少在提高学业成绩上, 积极参加课外辅导(即“课外辅导热”)是有益的。本节通过检验受竞争对手影响, 班级内学生参加学业课外辅导的可能性越高, 是否越能显著提高学生的学业表现, 以此推断受竞争对手的影响, 学生参加学业课外辅导的动机是信息式学习, 还是跟风式模仿。具体的实证检验步骤如下:

首先, 测算各班级竞争对手参加学业课外辅导对学生的影响程度。参照 Silva (2019) 的设定, 本节建立模型(2), 利用一阶差分估计方法, 研究各班级学生面临的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量对其参加学业课外辅导数量的影响程度。模型设定如下所示:

$$\Delta Tutor_{i,j} = \alpha_{i,2} + \gamma_{i,1} \Delta MM\_Tutor_{i,j} + \gamma_{i,2} \Delta NOMM\_Tutor_{i,j} + \mu_{i,j}, \quad (2)$$

其中, 被解释变量  $\Delta Tutor_{i,j}$  表示班级  $i$  学生  $j$  在 7 年级和 8 年级参加的学业课外辅导总数量变化。定义与模型(1)一致。核心解释变量  $\Delta MM\_Tutor_{i,j}$  变量表示班级  $i$  学生  $j$  在 7 年级和 8 年级面临的竞争压力变化情况, 使用对应的竞争对手参加学业课外辅导的平均数量变化作为衡量指标, 定义同模型(1)一致。为避免班级学生规模较小, 从而导致实证回归的估计系数出现严重的偏误问题, 模型(2)纳入  $\Delta NOMM\_Tutor_{i,j}$  变量: 对应的非竞争对手(包括成绩比之优秀的榜样和成绩较之偏低的其他同学)参加学业课外辅导的平均数量变化, 定义与表 3 第(1)列相同。其中, 我们重点关注核心解释变量  $\Delta MM\_Tutor_{i,j}$  的估计系数  $\gamma_{i,1}$ , 其捕捉的是班级  $i$  学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响。

我们也列示各班级学生参加学业课外辅导数量受竞争对手和非竞争对手影响程度的统计事实。结果显示: “各班级学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响”和“各班级学生参加学业课外辅导数量受非竞争对手的影响”变量的均值分别为 0.704 和 0.217。这表明班级内学生参加学业课外辅导数量与其对应的竞争对手和非竞争对手参加学业课外辅导数量均呈正相关关系, 与表 3 第(1)列一致。不仅如此, 我们还发现“各班级学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响”和“各班级学生参加学业课外辅导数量受非竞争对手的影响”变量数据具有较大的差异性(标准差分别为 2.028 和 4.479), 适用于实证的识别。

接着, 实证研究受竞争对手影响, 学生参加学业课外辅导的动机是信息式学习, 还是跟风式模式。本节利用模型(3), 并使用 OLS 估计方法, 实证研究班级内学生参加

学业课外辅导受竞争对手的影响程度对学生学业表现的影响，以此推断学生参加学业课外辅导（受竞争对手影响）的动机是信息式学习，还是跟风式模仿。模型设定如下所示：

$$Diff\_Score_{i,j} = \alpha_3 + \theta_1 \hat{\gamma}_{i,1} + \theta_2 \hat{\gamma}_{i,2} + Class_i + School + \tau_{i,j}, \quad (3)$$

其中，被解释变量  $Diff\_Score_{i,j}$  表示班级  $i$  学生  $j$  在 7 年级和 8 年级的学业表现变化变量。考虑到 2014 年和 2015 年 CEPS 数据仅提供学生对应年份秋季学期的语文、数学和英语考试成绩，而没有提供受访时的学业成绩。本节以“学生受访时学习语文、数学和英语的难度”作为其学业表现的衡量指标。此外，为使结论更为稳健，我们还利用受访学生的认知能力测试分数刻画学生学业表现。关于前者，数据源于学生问卷：“你目前是否觉得语文/数学/英语课程学起来比较吃力”。选项分别为：1=特别吃力；2=有点吃力；3=不是很吃力；4=一点也不吃力。各科目学业表现的变量定义如下：以“班级-年级”为单位，分别对学生的学业表现进行“均值为 0，标准差为 1”的标准化处理，并取两期差值。

核心解释变量  $\hat{\gamma}_{i,1}$  表示“班级  $i$  学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响程度”变量。此外，为缓解班级特征遗漏变量的干扰，我们也纳入“班级  $i$  学生参加学业课外辅导数量受非竞争对手（榜样或其他同学）的影响程度”  $\hat{\gamma}_{i,2}$  变量；以及班主任、语文任课老师、数学任课老师和英语任课老师在 7 年级和 8 年级是否发生变化变量（分别定义为虚拟变量，1=发生变化；0=没有发生变化）。 $School$  为校级固定效应。

我们重点关注核心解释变量  $\hat{\gamma}_{i,1}$  的估计系数  $\theta_1$ ，其捕捉的是学生参加学业课外辅导（受竞争对手影响）的动机是信息式学习，还是跟风式模仿。如果班级内学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响程度，能显著提高学生的学业表现（ $\theta_1$  显著为正），意味着学生参加学业课外辅导（受竞争对手影响）的动机是信息式学习；相反，则是跟风式模仿。模型（3）的实证结果汇报于表 7。结果显示：“班级学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响程度”变量均呈不显著的影响。这表明学生参加学业课外辅导（受竞争对手影响）主要是跟风式模仿，而非信息式学习。<sup>①</sup>

表 7 同伴效应的动机：信息式学习，还是跟风式模仿？

因变量_个体两期的差值	2014 年和 2015 年 CEPS 数据_7 年级和 8 年级			
	学习语文难度	学习数学难度	学习英语难度	认知能力分数
	(1)	(2)	(3)	(4)
班级学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响程度	0.0013 (0.001)	-0.0001 (0.001)	0.0008 (0.001)	0.0002 (0.000)
班级学生参加学业课外辅导数量受非竞争对手的影响程度	控制	控制	控制	控制

① 需说明的是，在使用模型（2）和模型（3）实证回归不同班级的估计影响程度时，可能会面临因班级学生规模较小而导致实证结果出现估计偏误的问题。为缓解这一问题，我们尝试仅使用学生规模不少于 25 人的班级样本（此时，班级数量为 41 个；若限定学生规模不少于 30 人，班级数量仅为 10 个）；然后，按照表 7 的实证思路，重新回归模型（2）和模型（3）。实证结果显示：“班级学生参加学业课外辅导数量受竞争对手的影响程度”变量仍均呈不显著的影响。这表明学生参加学业课外辅导主要是跟风式模仿，而非信息式学习，这一结论是稳健存在的。限于篇幅，该实证结果未予列示，具体结果请见附录表 A5。

(续表)

回归样本	2014年和2015年CEPS数据_7年级和8年级			
	学习语文难度	学习数学难度	学习英语难度	认知能力分数
	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量_个体两期的差值				
班级特征变量_班主任和任课老师是否发生变化	控制	控制	控制	控制
校级固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3 502	3 514	3 507	3 536

注：括号内为聚类到班级层面的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别为1%、5%和10%水平上显著。

#### 四、本文的结论与启示

在“双减”政策颁布实施的背景下，研究“课外辅导热”的形成机制有较强的现实意义。

基于2014年和2015年中国教育追踪面板数据，本文研究发现：竞争压力是形成“课外辅导热”的重要原因。当看到班级内竞争对手参与学业课外辅导时，学生参加学业课外辅导的可能性会显著提高。此外，给定竞争压力，竞争偏好较强的学生会更倾向于参加学业课外辅导；而竞争偏好越强的竞争对手，传递出的竞争信号越强，继而产生的竞争压力变强会使学生的学业课外辅导参与行为更为明显。最后，发现这种同伴效应更可能是跟风式模仿，而非信息式学习，对提高学生的学业表现并没有明显的帮助。

本文发现不仅对同伴效应的机制探讨文献做了有益的补充，也对当前的“课外辅导热”现象有一定的启示意义。对于教育决策者而言，增加教育资源供给，缓解学生之间的竞争压力，是给“课外辅导热”降温的有效方式之一。此外，需要甄别“课外辅导热”是源于“跟风式模仿”还是“信息式学习”，非理性模仿行为对学生学业表现没有明显的积极作用。因此，教育部门应引导学生及其家长对学业课外辅导的客观认识。此外，根据本文的异质性分析，教育部门可以针对不同竞争偏好的学生进行针对性的引导。而对于学生及其家长而言，应理性分析并结合自身情况，再决定是否参加学业课外辅导，而不应盲目地跟风参加学业课外辅导，避免陷入“教育内卷”中。

#### 参考文献

- [1] Andersen, S., S. Ertac, U. Gneezy, J. A. List, and S. Maximiano, "Gender, Competitiveness, and Socialization at a Young Age: Evidence from a Matrilineal and a Patriarchal Society", *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (4), 1438-1443.
- [2] 陈媛媛、董彩婷、朱彬妍，“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），2021年第2期，第511—532页。
- [3] 邓慧慧、赵家岭，“地方政府经济决策中的‘同群效应’”，《中国工业经济》，2018年第4期，第59—78页。
- [4] Ding, W., and S. F. Lehrer, "Do Peers Affect Student Achievement in China's Secondary Schools", *Review of Economics and Statistics*, 2007, 89 (2), 300-312.
- [5] Duflo, E., P. Dupas, and M. Kremer, "Peer Effects, Teacher Incentives, and the Impact of Tracking: Evidence from a Randomized Evaluation in Kenya", *American Economic Review*, 2011, 101 (5), 1739-1774.

- [6] Foucault, T., and L. Fresard, "Learning from Peers' Stock Prices and Corporate Investment", *Journal of Financial Economics*, 2014, 111 (3), 554-577.
- [7] Gneezy, U., L. L. Kenneth, and J. A. List, "Gender Differences in Competition: Evidence from a Matrilineal and a Patriarchal Society", *Econometrica*, 2009, 77 (5), 1637-1664.
- [8] Gong, J., Y. Lu, and H. Song, "Gender Peer Effects on Students' Academic and Noncognitive Outcomes: Evidence and Mechanisms", *Journal of Human Resources*, 2019, 18-38.
- [9] Huang, B., and R. Zhu, "Peer Effects of Low-Ability Students in the Classroom: Evidence from China's Middle Schools", *Journal of Population Economics*, 2020, 33, 1343-1380.
- [10] Leary, M. T., and M. R. Roberts, "Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?", *Journal of Finance*, 2014, 69 (1), 139-178.
- [11] 李长洪、林文炼, "‘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), 2019年第2期, 第597—616页。
- [12] 刘京军、刘彦初、熊和平, "基金竞争与泡沫资产配置模仿行为研究", 《管理科学学报》, 2018年第2期, 第114—126页。
- [13] Lu, F., and M. L. Anderson, "Peer Effects in Microenvironments: The Benefits of Homogeneous Classroom Groups", *Journal of Labor Economics*, 2015, 33 (1), 91-122.
- [14] Niederle, M., and L. Vesterlund, "Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete Too Much?", *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122 (3), 1067-1101.
- [15] Silva, A., "Strategic Liquidity Mismatch and Financial Sector Stability", *Review of Financial Studies*, 2019, 32 (12), 4696-4733.
- [16] Sutter, M., and D. Glätzle-Rützler, "Gender Differences in the Willingness to Compete emerge Early in Life and Persist", *Management Science*, 2014, 61 (10), 2339-2354.
- [17] 谭娅、封世蓝、张庆华、龚六堂, "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), 2021年第2期, 第533—556页。
- [18] Wagener, A., "Tax Competition, Relative Performance, and Policy Imitation", *International Economic Review*, 2013, 54 (4), 1251-1264.
- [19] 万良勇、梁婵娟、饶静, "上市公司并购决策的行业同群效应研究", 《南开管理评论》, 2016年第3期, 第40—50页。
- [20] 王春超、钟锦鹏, "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》, 2018年第12期, 第177—192页。

## Extracurricular Tutoring Fever: Competitive Pressure and Peer Effect

LI Changhong

(Jinan University)

LIN Wenlian\*

(The Chinese University of Hong Kong, Shenzhen; University of  
Science and Technology of China)

**Abstract:** Recently, China's Ministry of Education established a new department to regulate extracurricular tutoring school for the purpose of reducing students' excessive academic burden. In this paper, we provide first empirical evidence that academic competitiveness among students is a key driver of the extracurricular tutoring fever. Using the China Education Panel Survey data, we show that when their competitors attend extracurricular tutoring schools, students keep up with the actions of competitors, generating the peer effect of extracurricular tutoring schools. This effect is more pronounced for students with stronger competitive preferences. However, this non-rational imitation behavior does not improve students' academic performance.

**Keywords:** competitive pressure; peer effect; extracurricular tutor

**JEL Classification:** I24, I25, J24

---

\* Corresponding Author: Lin Wenlian, School of Management and Economics, The Chinese University of Hong Kong, Shenzhen, Guangdong 518172, China; Tel: 86-15800004377; E-mail: linwenlian@cuhk.edu.cn.