

子女升学压力、班级同群效应与家庭课外教育投资

任伟聪¹, 梁若冰²

(1. 肇庆学院 经济与管理学院, 广东 肇庆 526061; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要:近年来,我国义务教育阶段的家庭课外教育投资竞争激烈问题不断凸显。“双减”政策正是对上述现象的及时纠偏。为了进一步科学有效落实“双减”政策,增强教育获得感,厘清家庭课外教育投资的影响因素及其作用机制必不可少。家庭在课外教育投资中除了遵循经济学传统的“成本-收益”权衡框架外,特定的环境变化以及临近群体的表现对于家庭教育决策也存在重要的影响。基于此,文章运用中国教育追踪调查(CEPS)2013-2014学年数据,以子女就读毕业班所产生的升学压力作为外生冲击,实证发现:与非毕业班的学生相比,毕业班内部存在的同群效应不仅扩大了由升学压力带来的特定家庭课外教育现金支出增加的幅度,并且提高了子女课外学习投入时间的增加幅度。在进行一系列稳健性检验以及利用工具变量缓解模型内生性后,上述结论不变。异质性分析发现:在城市户口、父母期望子女入读本科、子女成绩欠佳以及父母督促子女学习的家庭中,同群效应的效果显著。拓展性研究发现:家庭课外教育现金支出增加对于提高子女就读毕业班时的学科绝对分数具有积极效果,但未能显著提升其相对排名,这是家庭课外教育投资“内卷化”的深刻体现。文章基于子女面临升学压力的现实,对班级同群效应机制的考察为解释课外教育竞争日益激烈的社会现象提供了新的视角。

关键词:同群效应;课外教育投资;升学压力;教育竞争

中图分类号:F063.4 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2024)02-0154-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230816.302

一、引言

近年来,我国义务教育阶段的家庭课外教育投资竞争激烈问题不断凸显。“鸡娃”“虎妈虎爸”等流行语层出不穷,“天价学区房”“疯狂补习班”等现象更是引起了强烈关注。义务教育作为保障教育公平的主要手段,在性质上并不具有选拔性的功能。然而,这与以考试为核心的高中录取制度产生了一定的矛盾。为了让子女能够通过考试并获取稀缺的优质高中教育资源,家长将目光投向校外的教育辅导。在子女的升学阶段,竞争压力的陡然上升使得家庭课外教育投资急剧增加。2021年以来,我国出台的“双减”政策正是对上述问题的及时回应。厘清家庭课外教育投资的影响因素及其作用机制有利于进一步科学有效地落实“双减”政策,增强人民群众教育获得感,实现党的二十大所强调的“办好人民满意的教育”的目标。

根据经典的人力资本投资理论,家庭教育投资的最优水平会使其投资内部收益率等于资本的市场收益率(Becker, 1962)。因此,家庭会在权衡现期教育成本和未来教育回报的基础上,选

收稿日期:2023-01-31

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72074185)

作者简介:任伟聪(1991-),男,广东江门人,肇庆学院经济与管理学院讲师;

梁若冰(1972-)(通讯作者),男,山东蓬莱人,厦门大学经济学院教授,博士生导师。

择最优的教育投资规模。从教育投资成本来看,政府公共财政的支持(Gao等,2014;Xiao等,2017)和家庭收入的提高(陈永伟等,2014;刘利利和刘洪愧,2020)能有效减轻家庭投资教育的负担,有助于其增加教育支出;但接受教育的机会成本增加却会对家庭人力资本投资产生不利影响(张川川,2015;Atkin,2016)。从教育投资收益角度来看,通过升读大学进入城市正规劳动力市场,从而获取丰厚的教育回报,激励着家庭持续投资教育(邢春冰,2014;赵西亮,2017)。因此,课外教育投资作为家庭私人教育投资的重要组成部分,必然会受上述因素的影响。

然而,课外教育本身具有一定的特性。与学校提供的较为标准化的教育相比,课外教育更为个性化,其教育效果也更难以辨别。传统的“成本—收益”研究框架无法充分捕捉其变动的内在原因。家庭在投资课外教育中糅合了更多的社会性和观念性因素,特定的环境变化和邻近群体的表现对家庭教育决策存在重要的影响(薛海平,2015;余丽甜和詹宇波,2018;李长洪等,2022;Guo和Qu,2022)。在现有研究的基础上,本文聚焦于探索“同群效应”的作用机理,以进一步揭示家庭课外教育投资的社会性动因。“同群效应”指个人在进行决策时会受到相似群体中一个或多个其他人对其自身产生的影响(Winston和Zimmerman,2004;Sacerdote,2011)。理论上,同群效应的作用机制依赖于“参照群体”的存在。参照群体指的是人们在主观上认为自己属于其中一员的群体(Hyman,1942),具有“社会遵从”和“社会比较”两种重要的功能(Kelley,1952;吴愈晓和张帆,2020)。家庭在进行课外教育投资时,一方面会受到社会规范的潜在影响,模仿或者跟从其他家庭的教育投资行为,从而产生“近朱者赤,近墨者黑”的社会遵从现象;另一方面,家庭会评估子女在同辈群体中的相对位置,为了在激烈竞争的考试中脱颖而出,也会主动增加课外教育的投资。因此,同群效应影响家庭课外教育投资的作用路径具有合理的逻辑。

在参照群体的划分上,现有研究从社区层面(金焯等,2011;Nie等,2015;余丽甜和詹宇波,2018)、学校层面(Angrist和Lang,2004;Duflo等,2011;Lavy和Schlosser,2011)以及班级层面(Carman和Zhang,2012;金红昊等,2021;谭娅等,2021)对同群效应的经济效果进行了大量的探讨。在本文所关注的家庭教育投资方面,余丽甜和詹宇波(2018)发现社区层面的平均教育支出推动了特定家庭教育支出的增加;金红昊等(2021)以及李长洪等(2022)发现班级层面的课外补习班参加率对于个体学生参加课外补习的概率存在促进作用;Guo和Qu(2022)发现成绩相近学生的成绩竞争导致了家庭人力资本投资的提升。事实上,学业竞争一般而言在班级内部展开,班级是学生之间最为密切的社交网络,同群效应的作用在班级内部能够得到充分发挥。基于此,本文将参照群体限定为班级层面。此外,上述文献忽略了学生在就读毕业班时所产生的升学压力是家庭增加课外教育支出的重要激励因素,家长的参照行为将加剧课外教育投资的竞争。本文将从此视角展开详细探讨。总的来说,本文的边际贡献主要体现在以下三点:第一,在研究内容上,本文基于家庭的现金支出和子女的时间投入两方面,对家庭课外教育投资进行论述,从物质与精神投入的角度全面地考察家庭课外教育投资的变化。第二,结合学生是否面临升学压力的现实,清晰地阐明近期义务教育阶段课外教育投资竞争激烈的成因及表现,为政府调整相关治理政策提供有益的参考。第三,进一步讨论家庭课外现金支出对于学生考试成绩的影响,为政府和家长评估课外教育投资的成效得失提供相关的证据。

二、典型事实与理论模型

(一)典型事实

家庭教育投资是子女积累人力资本以获取长期教育回报的重要手段。随着居民收入水平的提高和教育资源竞争的不断加剧,家庭教育投资逐渐从校内转向课外,催生了规模庞大的补

习班市场。2016年,中国教育学会发布的《中国辅导教育行业及辅导机构教师现状调查报告》披露,我国中小学课外辅导行业的市场规模已经超过8000亿元,参加学生规模超过1.37亿。^①从教育投资的动机上看,“养儿防老”的传统观念(郭庆旺等,2007;郭凯明和龚六堂,2012)、重视教育的文化(冯晨等,2019)以及对社会地位的追求(金烨等,2011)等因素刺激着家庭在教育方面的支出。并且,在以考试为核心的教育选拔机制下,当子女就读毕业班从而面临升学压力时,家庭对于子女教育的重视程度会大幅提高(王伟同等,2021)。

从家庭对子女教育的物质支持来看,图1根据2017年中国教育财政家庭调查(CIEFR-HS)计算出了各年级学生参加课外补习的家庭现金平均支出。^②就读小学高年级阶段的学生,其家庭课外教育支出维持在每年1800元左右。鉴于义务教育阶段的“小升初”大多采取“就近入学”的政策,小学六年级的升学压力并不突出,家庭课外支出亦未见显著增长。而随着教育阶段的升级,家庭在子女就读初高中阶段的课外辅导现金支出不断增加。尤其是当子女就读于毕业班时,课外辅导支出的增加幅度极其显著。初三年级家庭课外支出突破了每年2500元,但在高一年级迅速回落到每年2000元以下,而在高三年级又上升到超过每年3000元。由此可见,中考和高考所带来的压力确实在促使家庭更多寻求市场化的课外教育支持,以补充校内相对标准化的教育,进而帮助孩子应对升学的考验。

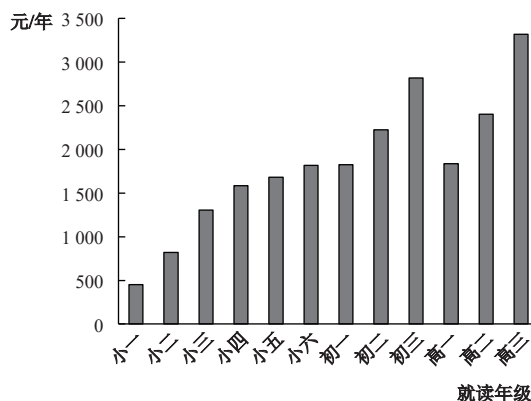


图1 各就读年级学生参加课外辅导的现金支出

类似地,根据2013—2014年中国教育追踪调查(CEPS)相关数据计算发现,子女就读初三年级的家庭平均课外教育支出为每学期1406元,子女就读初一年级的家庭课外教育现金支出为每学期854元,两者间有显著的差异,其增长幅度与2017年中国教育财政家庭调查所反映的年度变化情况基本一致。而课外教育支出的提高自然带来子女参加课外辅导时间的增加,图2根据该调查进一步计算了初中学生参加课外补习的时间投入情况。可见,不论是非周末在校抑或是周末休息时段,就读初三毕业班的学生参加课外辅导班以及完成课外作业的时间均比初一年级的学生显著增加。并且,由于学生在周末自主支配的时间更充裕,升学压力所带来的课外学习时间的增长幅度亦相应更大。其中,就读初三年级的学生参加周末辅导班的时间增长达到了40%以上,而周末的课外作业时间也增长了30%左右。因此,升学压力所带来的家庭教育投资的增加不仅仅体现在物质层面的现金支出中,还体现在显著提高了精神层面的子女课外学习时间,更需引起重视。

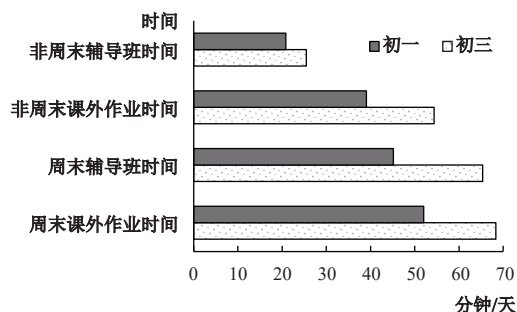


图2 初中年级学生参加课外辅导的时间投入

① 资料来源: http://www.gov.cn/shuju/2016-12/27/content_5153561.htm。

② 绘图前已对家庭课外现金支出变量进行了1%的缩尾处理,图2对时间投入变量的处理与此类似。

(二)理论模型与假说

理论上,同群效应的发生依赖于个体之间的社会互动(Manski, 2000; Glaeser 等, 2003)。在机制的识别上,同群效应与Manski(1993)所定义的三种社会联系紧密相关(谭娅等, 2021)。第一,内生效应(*Endogenous Effects*):某个体的行为通过影响群体中的其他个体而反向影响该个体本身;第二,外生效应(*Exogenous Effects*):某个体所在群体特征的外生改变导致该个体行为的变化;第三:相关效应(*Correlated Effects*):个体因具有相似的特征而聚集或者个体具有共同的群体特征而导致相似的行为。相关效应会引起样本自选择和遗漏变量问题,故需剔除。而内生效应则容易导致反向因果的问题,亦需要采用工具变量的方法予以缓解。外生效应是同群效应的主要传导路径,而寻找群体特征的外生变化成为了识别该作用的关键。

对于同群效应如何影响家庭课外教育投资的问题,可以利用学生群体就读不同年级所面临升学压力的外生变化予以考察。本文借鉴同群压力下的情绪传染模型(刘斌等, 2012; Knight 和 Gunatilaka, 2017),构造了如下简要的家庭课外教育支出函数:

$$E_i = \alpha Y_i + \gamma \bar{E}_j(p) + X_i(p) \quad (1)$$

其中, E_i 表示家庭 i 的课外教育总支出; Y_i 表示家庭 i 的总收入, α 表示家庭 i 课外教育支出的边际倾向, 满足 $0 \leq \alpha < 1$; $\bar{E}_j(p)$ 表示班级群体中其他家庭 j 的平均课外教育总支出; γ 表示班级内其他家庭课外教育平均总支出对特定家庭课外教育总支出的影响系数, 满足 $0 \leq \gamma < 1$, 即同群效应在传导过程中会发生损耗; $\bar{E}_j(p)$ 的计算公式为 $\bar{E}_j(p) = \frac{1}{N-1} \sum_{j \neq i}^{N-1} E_j(p)$, 其中 $E_j(p)$ 表示其他家庭 j 的课外教育总支出; $X_i(p)$ 表示特定家庭 i 受子女升学压力 p 影响而与其他家庭行为无关的课外教育支出, 满足 $p \geq 0$, $X_i(p) \geq 0$; 假定 $X_i(p)$ 为严格凹函数, 即满足 $X_i'(p) > 0$ 和 $X_i''(p) < 0$ 。

基于上述设定,考察子女升学压力 p 的改变如何通过班级同群效应而对特定家庭课外教育总支出 E_i 产生影响: $\frac{dE_i}{dp} = \gamma \frac{d\bar{E}_j(p)}{dp} + \frac{dX_i(p)}{dp} = \frac{\gamma}{N-1} \sum_{j \neq i} \frac{dE_j(p)}{dp} + \frac{dX_i(p)}{dp}$ 。为简化分析,本文假定升学压力 p 对于所有家庭的课外教育总支出的影响是相同的, 即 $\frac{dE_j(p)}{dp} = \frac{dE_i(p)}{dp}$ 。上式可简化为: $\frac{dE_i}{dp} = \gamma \frac{dE_i(p)}{dp} + \frac{dX_i(p)}{dp}$, 则有:

$$\frac{dE_i}{dp} = \frac{1}{1-\gamma} \frac{dX_i(p)}{dp} \quad (2)$$

若 $\gamma = 0$, 即某特定家庭 i 在进行课外教育投资时不关注其他家庭, 则有 $\frac{dE_i(p)}{dp} = \frac{dX_i(p)}{dp}$, 这表明升学压力 p 的变化所导致的家庭课外教育总支出变化不受班级同群效应的影响。若 $0 < \gamma < 1$, 则 $\frac{1}{1-\gamma} > 1$, 可得 $\frac{dE_i}{dp} > \frac{dX_i(p)}{dp}$, 这表明如果同群效应存在 ($0 < \gamma < 1$), 那么家庭课外教育总支出 E_i 增加的幅度要比仅由子女升学压力所带来的课外教育支出 $X_i(p)$ 更大。并且同群效应的传递效果越强 (γ 越接近 1), E_i 增加的幅度则越显著。据此, 本文提出假说 1: 若同群效应存在, 则子女升学竞争压力的增大会导致家庭提高课外教育总支出的增加幅度。

上述对于家庭课外教育投资的分析集中在物质支出层面。此外, 精神层面的子女在课外教育中的投入时间也是考察家庭课外教育投资的重要维度。李长洪等(2022)基于 CEPS 的基期以及追访数据研究发现, 班级内其他学生参加课外辅导的数量与学生本人参加学业课外辅导数量存在显著的正向关系。类似地, Pan 等(2022)基于 CEPS 中初一年级学生的单期截面数据研究发现, 班级内其他学生参加课外辅导的比重与特定家庭课外教育支出、学生课外教育投入时间存在显著的正向关系。可见, 同群效应显著影响学生参加课外辅导的数量, 而家庭的课外现金支

出为此提供了保障,其带来的后果是子女课外学习时间投入的增加。入读毕业班带来升学压力的外生上升是影响同群效应作用效果的重要因素。据此,本文提出假说 2:若同群效应存在,则升学压力的上升会导致子女提高课外教育学习时间投入的增加幅度。

三、识别策略与数据描述

(一) 识别策略

1. 基准回归模型。本文研究的核心问题是在子女面临升学压力时,同群效应是否扩大了家庭课外教育投资的增加幅度。本文先简要考察同群效应对家庭课外投资的影响,以此考察同群效应的直接效果,计量模型如下:

$$kwinvest_{icst} = \beta_0 + \beta_1 ave_kwinvest_{-icst} + \beta_2 grade_t + \gamma X_{icst} + \theta_s + \varepsilon_{icst} \quad (3)$$

随后,本文将学生是否就读毕业班(初三年级)与同群效应指标的交互项作为重点分析的变量。通过升学压力的外生变化,构造类似 Duflo(2001)以及 Chen 等(2020)等文献所运用的队列双重差分回归模型,考察同群效应在不同年级中的差异化效果。设定核心基准计量模型如下:

$$kwinvest_{icst} = \beta_0 + \beta_1 ave_kwinvest_{-icst} \times grade_t + \beta_2 ave_kwinvest_{-icst} + \beta_3 grade_t + \gamma X_{icst} + \theta_s + \varepsilon_{icst} \quad (4)$$

其中,被解释变量 $kwinvest_{icst}$ 表示在学校 s 、年级 t 、班级 c 中的学生 i 所在家庭的课外教育投资,包括报读辅导班的现金支出以及参加课外辅导班和完成课外作业的时间投入。解释变量是 $ave_kwinvest_{-icst}$ 和 $grade_t$ 的交乘项。 $ave_kwinvest_{-icst}$ 表示学校 s 、年级 t 、班级 c 中除了学生 i 以外其他学生的平均课外投资,用于描述班级同群效应的大小,计算公式为:

$$ave_kwinvest_{-icst} = \frac{1}{N-1} \sum_{j \neq i}^{N-1} kwinvest_{jcst} \quad (5)$$

其中, N 表示班级 c 内被调查的学生人数。 $grade_t$ 表示学生是否就读毕业年级的 0、1 虚拟变量。 X_{icst} 表示学生个体、其父母层面以及家庭居住区域层面的控制变量向量,学生层面变量包括是否男性、是否汉族、是否独生子女、是否农村户口以及被访问学期等;父母层面变量包括父亲是否就读高中、父亲工作单位性质、母亲是否就读高中以及母亲工作单位性质等;区域层面变量包括家庭所在社区是否有公共交通、是否有幼儿园、是否有卫生院、是否有社区公园以及学生是否享受政府免除书本费和是否享受政府提供的免费午餐等。 θ_s 表示学校固定效应,将其纳入方程能够剔除随学校变化而不随年级变化的不可观测因素的影响,包括学校校风和师资力量等。 ε_{icst} 为随机误差项。

为尽量剔除样本自选择(关联效应所致)以及遗漏变量(情境效应所致)对于基准回归结果的影响,本文运用两种方法进行考察。一是在式(4)的基础上,进一步纳入相关的控制变量进行分析,设定的回归模型如下:

$$kwinvest_{icst} = \beta_0 + \beta_1 ave_kwinvest_{-icst} \times grade_t + \beta_2 ave_kwinvest_{-icst} + \beta_3 grade_t + \gamma X_{icst} + \delta corr_{icst} + \phi circum_{cst} + \theta_s + \varepsilon_{icst} \quad (6)$$

式(6)中,针对关联效应所引致的样本自选择问题,即不同班级中可能聚集相似特征的学生,本文进一步控制学生后天所形成的个人特征($corr_{icst}$),包括健康水平、迁移状态及其家庭的教育文化和经济条件等变量。二是针对情境效应所引致的遗漏变量问题,即班级学生可能面临相似的群体特征,本文再控制班级层面的变量($circum_{cst}$),包括班级规模、班级学生组成特征(本县户口比例、农业户口比例以及父母外出工作比例)、班主任特征(性别、年龄以及教龄)、是否经过分班以及班级考试成绩等变量。在进行上述较为充分的控制后,回归方程依然不可避免地存

在内生性问题。因此,有必要进一步利用工具变量方法识别出因果效应,再评估基准回归结果是否有效。

2. 工具变量回归模型。在本文所使用的调查数据中,选取“父母是否在工作之余读书”的0、1虚拟变量构造相应的同群效应指标作为工具变量。有效的工具变量需要满足三个条件,分别是相关性、外生性和排他性。首先,如果父母在工作之余会进行阅读,则反映了父母相对比较重视文化知识,存在资金上支持子女参加课外学习的动机,符合工具变量的相关性要求;其次,某特定家长是否进行阅读是其个人的习惯,与学生就读班级的相关特征以及其他家长行为无关,因此具有比较强的外生性;最后,其他家长的阅读习惯所体现的对教育的重视,理论上只会影响其他家长的课外投资支出,进而通过同群效应影响特定个体的课外投资决策,符合工具变量的排他性要求。工具变量两阶段回归模型设定如下:

$$kwinvest_{icst} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{ave_kwinvest}_{-icst} \times grade_t + \beta_2 \widehat{ave_kwinvest}_{-icst} + \beta_3 grade_t + \gamma X_{icst} + \theta_s + \varepsilon_{icst} \quad (7)$$

$$ave_kwinvest_{-icst} \times grade_t = \mu_0 + \mu_1 ave_read_{-icst} \times grade_t + \mu_2 ave_read_{-icst} + \mu_3 grade_t + \gamma X_{icst} + \theta_s + \varepsilon_{icst} \quad (8)$$

$$ave_kwinvest_{-icst} = \phi_0 + \phi_1 ave_read_{-icst} \times grade_t + \phi_2 ave_read_{-icst} + \phi_3 grade_t + \gamma X_{icst} + \theta_s + \varepsilon_{icst} \quad (9)$$

其中,式(8)和式(9)是工具变量回归的第一阶段方程,式(7)是工具变量回归的第二阶段方程, $ave_read_{-icst} \times grade_t$ 和 ave_read_{-icst} 分别作为 $ave_kwinvest_{-icst} \times grade_t$ 、 $ave_kwinvest_{-icst}$ 的工具变量。 ave_read_{-icst} 表示班级层面的其他家长工作之余是否读书的平均值,其计算方法如下:

$$ave_read_{-icst} = \frac{1}{N-1} \sum_{j \neq i}^{N-1} read_{jicst} \quad (10)$$

(二)数据来源与变量描述

本文所使用的数据来自中国人民大学社会调查中心设计与实施的中国教育追踪调查(CEPS),具体采用的是2013—2014学年的基线调查数据。

本文所使用的主要变量中,被解释变量家庭课外教育投资使用家庭对子女的课外教育现金支出以及子女在周末和非周末的课外学习时间进行衡量,分别代表的是物质层面和精神层面的课外教育投入。上述变量均在1%水平上进行缩尾处理,以避免极端值对估计结果产生影响。对于解释变量课外教育投资的同群效应,本文借鉴现有文献(Duflo等,2011;刘斌等,2012;林文炼和李长洪,2021)的处理方法,使用式(5)计算除本人外班级层面的平均课外教育支出,以反映特定个体所面临的群体对于课外教育的重视程度。

为了缓解潜在的遗漏变量问题,本文将纳入相关的控制变量进行考察。本文所使用的控制变量可以划分为三类:基准控制变量、关联效应控制变量和情境效应控制变量。基准控制变量关注可能影响学生个体接受课外教育投资的先天条件,包括性别、户口、父母受教育程度和职业等变量,以及为了控制区域教育资源的影响所纳入的个体居住社区的设施情况和政府对教育的支持力度变量。而刻画关联效应的控制变量则侧重于学生后天形成的特征,包括其健康状态和家庭条件等变量,这些因素将有可能导致相似特征的学生聚集为某一群体。刻画情境效应的控制变量则注重班级层面的特征,包括学生构成状态、班主任特征以及学习成绩等变量,这些因素将对班级内的学生形成共同的影响。此外,本文还利用家长阅读习惯的信息构造工具变量以及其他与子女学习状态相关的变量进行异质性分析和拓展性研究。^①

^① 限于篇幅,主要变量的描述性统计结果并未展示,详见本文的工作论文版本。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

首先使用回归方程式(3)考察同群效应的直接作用,相关的估计结果列示在表1。列(1)显示,在班级层面,其他学生的家庭课外教育平均现金支出越高,特定家庭支持子女参加课外学习的现金支出也显著越高。从课外学习时间投入的角度来看,列(2)~列(5)显示,班级内其他人的平均课外学习时间越长,本人周末与非周末课外学习时间也越长,包括参加课外辅导班与完成课外辅导作业两方面的时间投入。表1的估计结果说明,同群效应存在于班级中,其能够促使特定个体增加课外教育投资。这与Guo和Qu(2022)以及Pan等(2022)使用截面数据进行研究所得到的结论类似。

表1 同群效应与课外教育投资

	(1)课外现金支出	(2)周末课外作业时间	(3)周末辅导班时间	(4)非周末课外作业时间	(5)非周末辅导班时间
同群效应	0.481*** (0.0504)	0.189*** (0.0530)	0.611*** (0.0275)	0.255*** (0.0532)	0.283*** (0.0593)
基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	17 199	18 182	18 227	18 220	18 288
R ²	0.240	0.068	0.239	0.059	0.064

注:解释变量“同群效应”包括与被解释变量相对应的5种指标,按照式(5)分别计算得到。例如,同群效应1代表除本人外班级内其他家庭的平均课外现金支出,同群效应2代表除本人外班级内其他学生的平均周末课外作业时间。在进行计量回归时,同群效应1与特定家庭课外现金支出相对应,同群效应2与特定学生的周末课外作业时间相对应。同群效应的其余指标在计量分析上的处理方法依此类推。篇幅所限,本文将与被解释变量相对应的5种指标统一记为同群效应,详情可参见工作论文版本。基准控制变量的估计系数未报告,备索。固定效应包括年级固定效应与学校固定效应。括号内为班级层面的聚类标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。若如无特别说明,下表同。

基于年级之间同质性的假设,表1的结果显示,平均意义上同群效应对于家庭课外教育投资具有显著的正向促进效应。然而,在子女就读毕业班时,家庭课外教育投资会受到升学压力的影响而产生幅度更大的差异,理论上更符合Manski(1993)以外生效应所定义的同群效应的作用路径。为识别同群效应在不同年级中的差异化效果,表2利用式(4),将班级层面的同群效应与学生是否就读于初三毕业班的交乘项纳入回归方程中,将其作为本文分析的核心。

表2 同群效应、升学压力与课外教育投资

	(1)课外现金支出	(2)周末课外作业时间	(3)周末辅导班时间	(4)非周末课外作业时间	(5)非周末辅导班时间
同群效应×就读初三	0.377*** (0.0642)	0.199*** (0.0637)	0.186*** (0.0270)	0.107* (0.0640)	0.282*** (0.0516)
基准控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	17 199	18 182	18 227	18 220	18 288
R ²	0.245	0.069	0.240	0.060	0.065

从回归结果来看,“同群效应”和“就读初三”的交乘项系数显著为正,表明就读毕业班的学生在面临更大升学压力时,同群效应会进一步提高其课外教育投资的幅度。从物质层面讲,列(1)的回归结果显示,平均而言,就读初三年级的学生与初一学生相比,班级内其他学生(除本人外)的课外教育支出每增加1元,特定家庭的课外教育支出会多增加0.377元;从精神层面讲,列(2)~列(5)的回归结果显示,就读初三年级的学生与初一学生相比,班级内其他学生的课外

学习时间每增加1个小时,其课外学习时间多增加6—18分钟。上述结果基本在1%的水平上具有统计显著性。因此,本文的假说1和假说2均得到了验证。

(二)稳健性检验

为进一步缓解样本自选择(关联效应所致)以及遗漏变量(情境效应所致)对基准回归结果的影响,表3利用式(6)的回归模型,将更大范围内的相关变量纳入回归方程中进行分析。使用每位学生后天形成的特征,包括健康状态和家庭条件等有可能导致相似特征的学生聚集为某一群体的因素刻画关联效应;使用班级学生构成状态、班主任特征以及班级学习成绩等可能对班级内的学生形成共同影响的因素刻画情境效应。表3中Panel A列(1)—列(5)将与关联效应相关的变量纳入方程中。总体上看,同群效应所导致的家庭课外教育投资增幅在是否毕业班之间的差异依然保持显著。在控制可能使相似学生聚集为某一群体的因素后,同群效应的显著效果并没有消失。表3中的Panel B列(6)—列(10)在前述回归模型的基础上进一步纳入与情境效应相关的变量。结果显示,在尽量控制对学生具有共同影响的班级层面的因素后,同群效应依然表现出显著的效果。因此,理论上存在的关联效应和情境效应并不会对本文的基准回归结果产生严重影响。

表3 稳健性检验

		课外 现金支出	周末课外 作业时间	周末 辅导班时间	非周末课外 作业时间	非周末 辅导班时间
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 增加关联效应控制变量	同群效应×就读初三	0.351*** (0.0651)	0.193*** (0.0650)	0.181*** (0.0274)	0.0849 (0.0655)	0.254*** (0.0522)
	观测数	16 202	17 116	17 166	17 152	17 222
	R ²	0.250	0.071	0.247	0.062	0.068
Panel B: 增加情境效应控制变量		(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	同群效应×就读初三	0.351*** (0.0675)	0.180*** (0.0675)	0.182*** (0.0287)	0.117* (0.0687)	0.278*** (0.0582)
	观测数	15 688	16 553	16 597	16 592	16 656
Panel C: 改变参照群体	同群效应×就读初三	0.243*** (0.0467)	0.174*** (0.0483)	0.239*** (0.0304)	0.0949* (0.0540)	0.0979** (0.0498)
	观测数	15 683	16 106	16 149	16 144	16 207
	R ²	0.248	0.077	0.257	0.068	0.071
Panel D: 改变标准误差聚类层次		(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
	同群效应×就读初三	0.351*** (0.0917)	0.180** (0.0827)	0.182*** (0.0358)	0.117 (0.0841)	0.278*** (0.0683)
	观测数	15 688	16 553	16 597	16 592	16 656
		0.252	0.073	0.249	0.065	0.069

注:上述回归模型已包括基准控制变量、年级固定效应与学校固定效应,为节省篇幅,结果未报告。

为缓解以班级规模构造的同群效应指标所可能存在的随意性,本文借鉴Guo和Qu(2022)的方法,基于特定学生的学习成绩情况重新计算相关指标。具体地,首先将某学生的语文、数学和英语考试分数加总为考试总分;其次,在班级内部将考试总分按四分位点分为四组;最后,根据某学生成绩分属组别的情况,利用式(5)计算组内的同群效应。此方法的依据在于:某家庭课

外教育支出决策的参照群体更集中于与子女学习成绩相仿的其他学生,在班内按成绩分组可以更为精准地捕捉同群效应的影响。表3中 Panel C 列(11)–列(15)报告了重新分组计算的同群效应的效果,从结果来看,显著效应依然存在,说明使用不同的同群效应代理变量并没有改变本文的结论。在此基础上,基于 CEPS 调查在抽取学校样本时遵循的随机性,本文把标准误的聚类层次控制在班级层面,以缓解班级之间可能存在的相关性,但也有可能产生控制层次不够严格的问题。表3中 Panel D 列(16)–列(20)将回归标准误控制在学校层面,回归结果整体上没有显著变化。总的来说,本文的基准回归结果具有良好的稳健性。

(三)安慰剂检验

适龄学生就读毕业班所产生的升学压力是本文所关注的同群效应使家庭进一步扩大课外教育投资的外生冲击。换言之,如果学生是否就读毕业班是随机分配的,则同群效应的放大效果会消失。按照这一思路,本部分进行相关的安慰剂检验。

首先,在本文的研究样本中,就读初三毕业班的学生有 9 208 名。基于此,我们在数据样本中随机抽取 9 208 名学生作为模拟的毕业班学生,并将其年级状态赋值为 1,其余样本赋值为 0。其次,将随机分配的年级变量与相应个体所面临的班级同群效应指标做交乘项。最后,按照基准回归的计量模型(6)重新进行系数估计。针对本文所关注的家庭课外教育投资的各个因变量,上述程序均重复进行 500 次,在得到相应估计系数的分布后,与表3中 Panel B 列(6)–列(10)的结果进行比较分析。在模拟年级状态的前提下,回归结果显示交互项虚假估计系数近似正态分布在零值的附近,而基准回归真实值则与虚假系数分布相距甚远。我们认为,基准回归中同群效应的作用效果并未混杂其他不可观测变量的影响。基准回归的发现具有较强的稳健性。^①

(四)工具变量回归

本小节利用工具变量回归模型识别同群效应与家庭课外教育投资之间的因果关系,以进一步缓解模型的内生性问题。^②具体地,利用“父母是否在工作之余读书”的 0、1 虚拟变量,采用式(10)构造班级层面的同群效应指标(记为“其他家长的阅读习惯”)作为班级平均课外教育投资的工具变量进行考察。表4使用式(7)、式(8)和式(9)进行了工具变量回归。从第一阶段的结果来看,“其他家长的阅读习惯×就读初三”与基准回归中所使用的家庭课外教育同群效应的指标均存在显著的正向关系,即越重视文化知识的父母,在子女就读毕业班时越会显著增加其课外教育投资,由此形成的班级层面(除本人外)的课外教育平均投资水平则会越高。Kleibergen-Paap rk LM 统计量与 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量表明,工具变量不存在识别不足和弱工具变量问题。这说明本文所使用的工具变量是合理的。

从第二阶段的回归结果来看,同群效应对于家庭课外教育投资的影响集中在家庭课外教育现金支出与子女周末课外学习时间投入等方面,而子女在非周末的课外学习时间并没有显著提高。^③可能的原因在于,子女就读初三毕业班后,升学压力的上升提高了班级层面课外教育投资水平。此时,同群效应的作用使得特定家庭的课外教育现金投入进一步增加,符合理论推导的结果。但是,在入读毕业班阶段,校内的学习任务也会随之增加,由此在一定程度上挤出了非周末的课外教育投入时间。相对而言,在学生可以更为自由支配时间的周末,时间难以避免地被课外学习所占用。因此,产生周末课外学习时间显著增加,而非周末课外学习时间未显著增加的结果。

① 限于篇幅,安慰剂检验的结果并未展示,详见本文的工作论文版本。

② 限于篇幅,工具变量回归的相关性和外生性分析结果并未展示,详见本文的工作论文版本。

③ 限于篇幅,子女在非周末课外学习时间的回归结果并未列示,详见本文的工作论文版本。

表 4 工具变量回归(IV-2SLS)分析

		(1)同群效应1×就读初三	(2)同群效应2×就读初三	(3)同群效应3×就读初三
第一阶段	其他家长的阅读习惯×就读初三	6.700*** (3.76)	1.219*** (0.135)	3.950*** (0.209)
	Kleibergen-Paap rk LM统计量	23.533***	17.061***	17.979***
	Kleibergen-Paap rk Wald F统计量	13.344	9.338	9.635
		(4)课外现金支出	(5)周末课外作业时间	(6)周末辅导班时间
第二阶段	同群效应×就读初三	0.143*** (0.0489)	0.119* (0.0626)	0.131*** (0.0410)
	基准控制变量	控制	控制	控制
	固定效应	控制	控制	控制
	观测数	16 560	17 006	17 047
	R ²	0.041	0.004	0.047

注:同群效应1代表除本人外班级内其他家庭的平均课外现金支出,同群效应2代表除本人外班级内其他学生的平均周末课外作业时间,同群效应3代表除本人外班级内其他学生的平均周末辅导班时间。

(五)异质性分析

同群效应对于家庭课外教育投资的影响在不同的社会环境、家庭氛围、学生群体以及父母和子女的关系中可能具有不同的表现。首先,鉴于城乡之间所具有的明显迥异的课外教育环境,表5中列(1)、列(2)、列(9)和列(10)以学生的户口情况进行分组回归。结果表明,同群效应显著的正向影响仅体现在城市户口的学生中。究其原因,城市中市场化的课外教育资源供给相对丰富,农村地区学生却囿于经济条件而难以加入课外教育的竞争中。因此,义务教育阶段的激烈竞争在城市中的表现更为突出,这与现实的情况亦互相契合。

表 5 异质性分析(IV-2SLS回归)

		社会环境		父母期望		成绩基础		亲子关系	
		城市 户口	农村 户口	希望 子女 读本科	未希望 子女 读本科	成绩 中等 及以下	成绩 中上	检查 子女 作业	不检查 子女 作业
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量: 课外现金支出	同群效应×就读初三	0.173* (0.103)	-0.00955 (0.0995)	0.151** (0.0764)	0.0275 (0.203)	0.262** (0.106)	0.00157 (0.119)	0.203** (0.0827)	0.105 (0.159)
	观测数	7 429	9 131	12 282	4 216	10 248	6 247	11 695	4 746
	R ²	0.046	0.022	0.048	0.007	0.039	0.054	0.044	0.033
		(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
因变量: 周末辅导班时间	同群效应×就读初三	0.147** (0.0656)	0.0278 (0.129)	0.211*** (0.0603)	-0.398** (0.198)	0.201** (0.0909)	0.0206 (0.104)	0.220*** (0.0709)	-0.207 (0.168)
	观测数	7 639	9 408	12 642	4 335	10 538	6 438	12 030	4 897
	R ²	0.046	0.043	0.059	0.016	0.040	0.060	0.047	0.017

注:上述回归模型已包括基准控制变量、年级固定效应与学校固定效应,为节省篇幅,结果未报告。

其次,父母对于子女的期望也是促使课外教育投资增加的重要原因。表5中列(3)、列(4)、列(11)和列(12)以父母是否期望子女入读本科进行分组回归分析。从结果来看,希望子女就读本科的群体中,由于受到同群效应的影响,在子女就读毕业班时课外教育现金支出和周末辅导班学习时间的增加幅度显著更大。因此,父母对于子女教育成就的期望越高,越容易感受到同群效应所施加的压力,从而越会主动地要求子女参加课外学习并提供相应的资金支持。

再次,学生本身的校内考试成绩也是家庭做出课外教育投资决策的重要考虑因素。表5中列(5)、列(6)、列(13)和列(14)根据子女的学习成绩是否为中上水平进行分组回归,发现成绩

欠佳的学生在进入毕业班后,参加课外培训的现金支出和时间投入显著更多。因此,同群效应对于家庭课外教育投资的影响更多体现在“辅差”方面而不是“培优”。这或许与成绩较差的学生本身欠缺学习主动性而需要通过课外辅导进行弥补有关。

最后,子女是否参加课外培训,除了依赖父母的主观愿望和学生的基础条件外,家长在实际行动上的支持也必不可少。表5中列(7)、列(8)、列(15)和列(16)利用父母是否会在平时检查子女作业作为衡量家长是否在真实行动上关心子女学习的变量,并进行分组回归分析。从回归结果来看,平时会检查子女作业情况的父母在子女入读初三毕业班后,会显著增加课外教育投资的现金支出,其子女在周末参加辅导班学习的时间亦同时增加。

五、拓展性研究

(一)“显著进步”抑或“原地踏步”?

上述分析表明,入读毕业班的学生家庭受同群效应的影响会更大幅度地增加家庭课外教育投入。这是义务教育阶段家庭课外教育竞争不断激烈的重要原因。进一步地,探究其带来的相关收益与成本,有助于家庭在进行教育投资决策时权衡利弊,并能促进相关治理政策的制定与落实。

作为支持子女接受课外教育的直接动机,在升学压力上升的背景下,学科的考试成绩是家庭最为关心的问题,也是家庭进行课外教育投资的主要收益所在。表6的列(1)–列(3)回归结果表明,就读毕业班与非毕业班的学生相比,家庭的课外现金支出能够显著提高其各科考试成绩的原始分。这对于学生的升学考试起到了一定的帮助作用。然而,列(4)–列(6)的回归结果却表明,家庭在课外教育上的支出未能显著提高毕业班学生的各学科标准分成绩,即学生在班级中的相对排位没有显著变化。由此可见,课外教育投入对于特定学生在就读毕业班时提高成绩的绝对水平存在显著作用,但相对成绩的停滞却意味着资源的浪费,同时造成了家庭教育焦虑和课外教育投资的恶性竞争。这是课外教育投资“内卷化”的深刻表现。

表6 “显著进步”与“原地踏步”

	各科成绩(原始分)			各科成绩(标准分)		
	(1)语文	(2)数学	(3)英语	(4)语文	(5)数学	(6)英语
课外现金支出×就读初三	0.506*** (0.165)	0.431* (0.241)	0.703*** (0.253)	0.0880 (0.0667)	0.0618 (0.0713)	0.0466 (0.0708)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	15 316	15 310	15 307	15 316	15 311	15 309
R ²	0.496	0.302	0.422	0.128	0.044	0.125

注:此处控制变量包括基准控制变量、关联效应控制变量和情境效应控制变量,下表同。

(二)“同群效应”抑或“羊群效应”?

教育决策中的群体效应既存在同群效应,也可能存在羊群效应,如何分离两者的影响是本文需要澄清的要点。^①同群效应强调的是同伴之间的影响,从同伴中获取信息和学习其决策行为,在课外教育投资方面通常表现为模仿与攀比;而羊群效应强调的是彼此之间盲目的追随与跟从,并不存在参考比较的机制。与同群效应相比,羊群效应所涉及的群体范围更广,个体之间

^① 作者衷心感谢审稿人对此部分内容提出的修改建议。

更疏远。基于学生在班级层面频繁交流与互动的现实,本文在构造同群效应的指标上使用班级内除本人外的其他家庭课外教育投资情况,这能够在一定程度上避免羊群效应的混淆作用。

本部分针对羊群效应所导致家庭课外教育盲目性投资的假设进行分析。鉴于学业竞争突出表现在班级内部甚至是学业水平类似的学生组别内部,而在同年级的班级之间,个体间的交流大幅减少。基于此,本部分在各学校的同年级内部,计算出特定某一班级以外其他班级的课外教育投资水平,以此代表羊群效应的大小。理论上,在班级间学生交流相对缺乏的前提下,若特定班级以外的家庭课外教育投资水平能够显著提高某特定班级内的家庭课外教育投资,则表明特定家庭的课外教育投资仅仅是跟从同年级其他家庭的课外教育投资决策,羊群效应的效果得以体现。然而,表7的回归结果显示,运用上述方法构造的羊群效应指标并没有显著提高特定班级内部家庭在子女就读毕业班后的课外教育投资水平。^①可见,羊群效应的影响有限。因此,本文所述及的班级同群效应捕获的是班级内的学业竞争所导致的学生之间模仿和攀比的影响,而非家庭在课外教育投资方面的盲目跟随。

表7 “同群效应”与“羊群效应”

	(1)课外现金支出	(2)周末课外作业时间	(3)周末辅导班时间	(4)非周末课外作业时间	(5)非周末辅导班时间
羊群效应×就读初三	0.000523 (0.0175)	0.0548** (0.0218)	0.0178 (0.0147)	0.0110 (0.0237)	-0.0293 (0.0196)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	15 675	16 539	16 583	16 578	16 642
R ²	0.280	0.095	0.275	0.089	0.094

六、结 论

如何缓和义务教育阶段家庭课外教育投资激烈竞争的问题,助力国家“双减”政策的落实与优化,厘清其影响因素和作用机制尤为关键。本文以子女就读毕业班所产生的升学压力为契机,深入探讨了班级同群效应对家庭课外教育投资的影响。首先,基于班级层面计算家庭课外教育投资同群效应指标,实证发现在子女入读毕业班时,同群效应对家庭课外教育现金支出的增加幅度具有扩大效应,并且随之提高子女课外学习投入时间的增加幅度;其次,在进一步控制了关联效应和情境效应的干扰以及利用工具变量回归模型缓解变量的内生性后,基准结论保持不变;再次,异质性分析发现,同群效应的显著效果主要存在于城市户口、父母期望子女入读本科、成绩欠佳的学生以及父母关心子女学习的家庭中;最后,拓展性研究发现,家庭课外教育的现金投入提高了子女入读毕业班时各科考试的绝对成绩,但未能提高其相对成绩,这深刻体现出家庭课外教育投资的“内卷化”现象。

从现实的情况来看,我国出台的相关治理政策中,针对减轻校内学习时长的“减负令”却造成家长对子女教育的焦虑程度不断上升,学生校外培训负担越来越重,出现了“校内减负,校外增负”的现象(张川川和王玥琴,2022)。基于此,针对校外培训的“双减”政策应运而生,而校外学科培训的调整在实践中是通过各地教育部门普遍推行的“延长课后服务”作为补充。“双减”政策的实施具有良好的效果,但并未触及家庭进行课外教育投资的核心原因,存在优化空间。本文的分析和发现具有以下重要的政策启示:第一,同群效应在影响家庭课外投资中扮演着重

^①表7中列(2)回归系数虽然统计上显著,但与“同群效应”基准回归模型的估计系数0.199相比,其经济显著性较小,因此实际上“羊群效应”并没有显著效果。

要的角色,反映了家庭在课外教育投资上存在明显的攀比行为。父母通过资金支持,鼓励子女通过课外学习进一步提高学业成绩的想法有其理性的根源。但是,如果忽视子女的个体差异,不断扩大课外教育的物质支出,则不仅徒增家庭经济负担,更有可能不利于子女的健康成长。因此,政府需要加强宣传,引导父母深入了解子女的真实教育需求,努力提供激励性的环境,培养其学习研究的兴趣,避免“填鸭式”的教育灌输。这对子女的长远发展具有更为深远的意义。第二,针对城乡户籍的学生在参加课外教育上的差异性,政府的“双减”政策除了要坚持在城市内部进行课外教育资源供给的合理调整外,亦需重视农村地区在课外教育方面的短板。课外教育的市场化属性注定其难以覆盖相对落后的农村地区,需要警惕因此而造成更严重的城乡教育不平等。如何借力“双减”政策加快农村地区教育的发展,应是下一阶段优化政策的重要内容。第三,针对成绩欠佳的学生,学校以及教育部门也应该主动作为,制定相应的帮扶或者督促机制,搭建学校和家长之间畅通的,努力减少升学压力向家庭的转移,缓解父母对于子女教育的焦虑,从而在源头上抑制家庭课外教育投资的冲动,避免课外教育投资同群效应愈演愈烈。第四,政府仍需持续深化教育制度改革,注意培养学生多方面的素质,在公平合理的前提下搭建多层次的选拔机制。从更长远的角度而言,拓宽劳动力就业渠道,创造丰富的劳动力需求岗位,努力实现“人尽其才”的就业市场环境,将是更为根本和有效的策略。

参考文献:

- [1]陈永伟,顾佳峰,史宇鹏.住房财富、信贷约束与城镇家庭教育开支——来自CFPS2010数据的证据[J].经济研究,2014,(S1):89-101.
- [2]冯晨,陈舒,白彩全.长期人力资本积累的历史根源:制度差异、儒家文化传播与国家能力塑造[J].经济研究,2019,(5):146-163.
- [3]郭庆旺,贾俊雪,赵志耘.中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制[J].经济研究,2007,(8):58-72.
- [4]郭凯明,龚六堂.社会保障、家庭养老与经济增长[J].金融研究,2012,(1):78-90.
- [5]金红昊,谢心怡,杨钊.学生课外补习参与的同伴效应研究[J].教育经济评论,2021,(5):66-82.
- [6]金烨,李宏彬,吴斌珍.收入差距与社会地位寻求:一个高储蓄率的原因[J].经济学(季刊),2011,(3):887-912.
- [7]刘利利,刘洪愧.个人所得税改革与家庭教育支出——兼论教育负担与教育差距[J].经济科学,2020,(1):100-112.
- [8]李长洪,林志帆,林文炼.起跑线上的“内卷”:课外辅导的同伴效应及其效果评估[J].劳动经济研究,2022,(2):22-44.
- [9]刘斌,李磊,莫骄.幸福感是否会传染[J].世界经济,2012,(6):132-152.
- [10]谭娅,封世蓝,张庆华,等.同群压力还是同群激励?——高中合作小组的同群效应研究[J].经济学(季刊),2021,(2):533-556.
- [11]吴愈晓,张帆.“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[J].教育研究,2020,(7):123-142.
- [12]王伟同,周洪成,张妍彦.看不见的家庭教育投资:子女升学压力与母亲收入损失[J].经济研究,2021,(9):73-89.
- [13]邢春冰.教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例[J].经济学(季刊),2014,(1):207-232.
- [14]薛海平.从学校教育到影子教育:教育竞争与社会再生产[J].北京大学教育评论,2015,(3):47-69.
- [15]余丽甜,詹宇波.家庭教育支出存在邻里效应吗?[J].财经研究,2018,(8):61-73.
- [16]张川川.“中等教育陷阱?”——出口扩张、就业增长与个体教育决策[J].经济研究,2015,(12):115-127.
- [17]张川川,王玥琴.教育减负、家庭教育投入与教育不平等[J].管理世界,2022,(9):83-95.

- [18]赵西亮. 教育、户籍转换与城乡教育收益率差异[J]. 经济研究, 2017, (12): 164–178.
- [19]Angrist J D, Lang K. Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco Program[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(5): 1613–1634.
- [20]Atkin D. Endogenous skill acquisition and export manufacturing in Mexico[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(8): 2046–2085.
- [21]Becker G S. Investment in human capital: A theoretical analysis[J]. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(5, Part 2): 9–49.
- [22]Carman K G, Zhang L. Classroom peer effects and academic achievement: Evidence from a Chinese middle school[J]. *China Economic Review*, 2012, 23(2): 223–237.
- [23]Chen Y, Fan Z Y, Gu X M, et al. Arrival of young talent: The send-down movement and rural education in China[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(11): 3393–3430.
- [24]Dufllo E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 795–813.
- [25]Dufllo E, Dupas P, Kremer M. Peer effects, teacher incentives, and the impact of tracking: Evidence from a randomized evaluation in Kenya[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(5): 1739–1774.
- [26]Gao Q, Zhai F H, Yang S, et al. Does welfare enable family expenditures on human capital? Evidence from China[J]. *World Development*, 2014, 64: 219–231.
- [27]Glaeser E L, Scheinkman J A, Sacerdote B I. The social multiplier[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(2–3): 345–353.
- [28]Guo J C, Qu X. Competition in household human capital investments: Strength, motivations and consequences[J]. *Journal of Development Economics*, 2022, 158: 102937.
- [29]Hyman H H. The psychology of status[J]. *Archives of Psychology (Columbia University)*, 1942, 269: 94
- [30]Kelley H H. Two Functions of Reference Groups[M]. New York: Henry Holt Company, 1952, 410–414.
- [31]Knight J, Gunatilaka R. Is happiness infectious?[J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2017, 64(1): 1–24.
- [32]Lavy V, Schlosser A. Mechanisms and impacts of gender peer effects at school[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3(2): 1–33.
- [33]Manski C F. Identification of endogenous social effects: The reflection problem[J]. *The Review of Economic Studies*, 1993, 60(3): 531–542.
- [34]Manski C F. Economic analysis of social interactions[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(3): 115–136.
- [35]Nie P, Sousa-Poza A, He X B. Peer effects on childhood and adolescent obesity in China[J]. *China Economic Review*, 2015, 35: 47–69.
- [36]Pan Z, Lien D, Wang H. Peer effects and shadow education[J]. *Economic Modelling*, 2022, 111: 105822.
- [37]Sacerdote B. Peer effects in education: How might they work, how big are they and how much do we know thus far?[A] Hanushek E A, Machin S, Woessmann L. *Handbook of the Economics of Education*[M]. Amsterdam: Horth-Holland Publishing Company, 2011, 3: 249–277.
- [38]Winston G C, Zimmerman D J. Peer effects in higher education. [A]Hoxby C M. *College choices: The economics of where to go, when to go, and how to pay for it*[M]. Chicago: University of Chicago Press, 2004: 395–424.
- [39]Xiao Y, Li L, Zhao L Q. Education on the cheap: The long-run effects of a free compulsory education reform in rural China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45(3): 544–562.

Pressure of Entrance Examination, Peer Effects and Family Extracurricular Education Investment

Ren Weicong¹, Liang Ruobing²

(1. School of Economics and Management, Zhaoqing University, Zhaoqing 526061, China;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Summary: In recent years, the competition of family extracurricular education investment during the compulsory education period in China has become extremely fierce. Compulsory education does not have a selective function since it is the main means to ensure educational fairness. In order to help their children to pass the high-school entrance examination and obtain scarce high-quality educational resources, parents pay more attention to extracurricular education. When facing the high-school entrance examination, the sudden increase of competing pressure of children has led to a sharp increase in family extracurricular education investment. The policy, called “Double Reduction”, has been implemented in China since 2021, aiming to ease the burden of excessive homework and off-campus tutoring for junior high school students. In order to effectively implement this policy and enhance the people’s sense of educational satisfaction, it is necessary to clarify the factors and mechanism of family extracurricular education investment.

In addition to following the traditional “Cost-Benefit” trade-off in economics, specific environmental changes and the behavior of nearby groups have important impacts on the family’s educational decisions. Based on this, this paper focuses on exploring the mechanism of “peer effects” of family extracurricular education investment. In the empirical analysis, using the data from the China Education Panel Survey (CEPS) in the 2013-2014 school year, this paper takes children attending the graduating class of junior high school as an exogenous shock and designs the empirical strategy. The results show that: Compared with the non-graduating class, the peer effects within the graduating class not only expand the increase in the cash expenditure of a specific family’s extracurricular education, but also expand the increase in the time spent on children’s extracurricular learning. After conducting a series of robustness tests and using instrumental variable regression to alleviate endogeneity, the conclusions remain unchanged. The heterogeneity analysis finds that significant effects mainly exist in families with urban hukou, parents who expect their children to enter undergraduate college, children with poor academic performance, and parents who urge their children to study. The extended analysis finds that the increase in the cash expenditure of family extracurricular education has a positive effect on improving the absolute scores of children in the graduating class, but fails to significantly improve their relative rankings. This is a profound manifestation of the “involution” of family extracurricular education investment. Based on the reality that children face the pressure to enter high school, this paper provides a new perspective for explaining the increasingly fierce competition in family extracurricular education investment through the mechanism of peer effects.

Key words: peer effects; extracurricular education investment; pressure of entrance examination; education competition

(责任编辑 石 慧)