

# 班干部身份对学习机会获得的影响

## ——基于4 026位初中生的倾向值匹配法研究

柯 政 李昶洁

**[摘 要]** 已有研究表明,相比普通同学,班干部能获得更多的学习机会。但因为研究方法的局限,我们无法知道,这两者的相关是因为班干部“身份”导致更多学习机会,还是因为它们两者共同受作用于其他因素。研究利用4 026位初中生的有效数据,运用倾向值匹配法来解决班干部“身份”估计效应的推断问题。结果表明,班干部“身份”确实可以独立地增加学生的学习机会,而且效应不小。研究发现对于我们改进班干部制度具有直接的政策启示。

**[关键词]** 班干部;学习机会;初中生;倾向值匹配

**[作者简介]** 柯政,教育部人文社会科学重点研究基地华东师范大学课程与教学研究所教授;李昶洁,教育部人文社会科学重点研究基地华东师范大学课程与教学研究所硕士生(上海 200062)

伴随我国教育事业的发展,教育公平的关注点也在发生变化,表现为从宏观的、教育外部的资源配置向微观的、教育内部资源分配转移。教育公平问题的主要矛盾也从起点公平问题逐渐转移到过程公平问题上来。从择校、择班再到择师,自己的孩子是否在学校课堂教育过程中获得了公平的学习机会,日益成为广大家长关心乃至焦虑的问题。已有研究发现,与普通同学相比,班干部会获得更多的学习机会。但由于以往研究所用方法的局限,无法将班干部“身份”外的混杂因素,如班干部本身成绩更优异、家庭背景更好、性格更加外向等剥离出去,导致相关研究结果无法明确地告诉我们,究竟是班干部“身份”本身具有获得更多学习机会的优势,还是因为担任班干部的同学本身成绩优异等其他关联因素所导致。而这个问题又恰恰是我们评价

班干部制度是否合理的基础问题。

鉴于此,本研究运用倾向值匹配法(P propensity Score Matching, PSM)来解决班干部“身份”估计效应的推断问题,对班干部“身份”本身是否真能影响学习机会,以及如果是,它的效应值有多大等基础事实性问题提供更科学的答案。

### 一、文献综述

#### (一)学习机会与教育公平

教育公平的内涵一般可划分为教育起点公平、教育过程公平和教育结果公平。<sup>[1]</sup>回顾中华人民共和国成立以来与教育公平相关的政策文件,教育公平的关注点呈现从外部资源性公平走向内部过程性公平的演变特征,更加关注过程的、微观的公平。<sup>[2]</sup>资源分

配是我们探讨教育公平时无法回避的问题。现实中的择校、择班和择师热,直接反映了家长对学校内部优质资源的追逐,该追逐本身直击当下学校内部资源分布不均衡的现实问题。而教育过程公平,本质上即学校内部教育资源和学习机会分配的公平性问题。〔3〕

用学习机会来表征教育过程公平,或者说从学习机会分配的角度来度量学校微观教育过程是否公平,已经越来越成为趋势。国外研究大多将学习机会视为学生在课堂学习中获得的各种学习资源与条件,〔4〕强调教育过程中的机会公平。而学习机会能够真实地反映教育过程的本质。〔5〕

从定义来看,学习机会的界定并没有统一的标准。一般情况下,学习机会指为取得学生预期学业成就所必需的学校教育资源投入和教师教学过程。因此,学习机会的首要目的是为学生提供公平的学习特定内容的机会,涉及课程标准、教学内容、教学时间、教育质量、教育资源等。学习机会是一个综合性的概念,依据学习机会报告主体的不同,一般可将学习机会划分为教师自我汇报的学习机会和学生自我汇报的学习机会。

教师是学校资源分配的主体,因此教学维度的学习机会首先得到人们的关注。在卡罗尔(Carroll, J. B.)的学校学习模型(A Model of School Learning)中,教学时间是影响学生学习的重要变量,特指由教师分配的学习特定内容的时间(allocated time)。〔6〕由于在具体教学实践中,教学时间与教学内容很难割裂开来,在卡罗尔模型的基础上,布鲁姆(Bloom, B. S.)延伸出掌握学习(Mastery Learning),将教学内容与教学时间相结合,使得以教学内容为载体的教学时间变得更加具象化。〔7〕由于上述界定忽视了学生在学习过程中的主体性,柏林纳(Berliner, D. C.)随后提出了参与时间(engaged time),将学生实际参与的课堂内容的时间考虑在内。〔8〕随后,学术学习时间(academic learning time)的提出〔9〕,进一步

反映学者对学习机会的界定从关注教师教学向关注学生学习转移,学生在课堂学习中的主体性日益凸显。

鉴于以往研究仅从单一因素考察学习机会,不少学者开始尝试构建学习机会概念的综合性框架。史蒂文斯(Stevens, F. I.)的学习机会概念框架包括内容覆盖变量、内容暴露变量、内容强调变量和教学质量变量。〔10〕库尔兹(Kurz, A.)和艾略特(Elliott, S. N.)基于教师自我汇报,将学习机会划分为时间、内容和质量三个维度。其中教学质量又包括认知过程、教学实践和小组形式三个方面,进一步丰富学习机会概念框架。〔11〕虽然教师的自我汇报能在一定程度上反映真实的学生课堂学习经历,但从学生的视角来看,教师自我汇报的学习机会并不完全等同于学生对教师所提供的学习机会的感知。由此,学生自我汇报的学习机会逐渐获得关注。国际学生评估项目(PISA)2012首先将学习机会纳入学生问卷中,对学习机会的界定基于“学生对课程内容的了解程度”,此外还包括教学指导和教学质量两个学习机会指标。〔12〕基于自我编制问卷,国内学者分别从学习目标、学习过程和学习反馈三大维度衡量学习机会〔13〕,以及用课堂提问代表学生课堂学习机会参与〔14〕。

从学习机会概念的测量视角看,无论是教师汇报的学习机会,还是学生汇报的学习机会,两者都能在一定程度上反映学生真实的课堂学习经历。但从学生学习的主体性地位看,学生对学习机会的获得性感知更能反映学生课堂学习的真实体验。因此,在学习机会测量中,笔者更倾向于采用学生汇报的学习机会。此外,虽然教师自我汇报的结果与学生自我汇报的结果可能存在差异,但在具体的学习机会测量项目上却呈现高度的一致性。因此,笔者将借鉴库尔兹和艾略特的学习机会综合框架中的教学质量维度,将学习机会界定为学生感知到的教师在课堂学习中所提供的提问机会、讨论机会和认知机会。

## (二) 班干部与学习机会优势

班干部是由全班同学选举产生的、担任一定领导工作或管理工作、带领全班同学共同进步、完成共同目标的学生。<sup>[15]</sup>由班干部组成的班委会是班干部制度的基本表现形式。班的形成以及班级授课制的出现为班干部制度的形成和发展提供了基础条件。关于班干部职位的设置最早可以追溯到夸美纽斯(Comenius, J. A.)。在《大教学论》中,夸美纽斯提出班级授课制度,认为班级管理可以通过划分小组的形式,“每组由一个学生去管理,管理的学生又由上一级去管理”。<sup>[16]</sup>负责小组管理的学生一般由教师委派,成为教师班级管理的助手,由此,我们认为夸美纽斯提出的班级小组管理方法是现代班干部制度的雏形。<sup>[17]</sup>

“班干部”一词的正式出现源于马卡连柯和苏霍姆林斯基的集体教育理论。受马卡连柯和苏霍姆林斯基集体主义教育思想的影响,苏联强调集体主义教育,并将班干部制度作为实现集体主义教育的重要方式。马卡连柯早期创造的混合联队制度和值日班长制度是构建基层集体的重要教育方法。<sup>[18]</sup>在捷尔任斯基公社的学校中,马卡连柯曾设置班长制度作为辅助教师班级管理、培养学生领导和服从能力的重要手段。<sup>[19]</sup>在此基础上,苏霍姆林斯基在理论和实践层面进一步强调班集体和学生组织在集体教育中的重要作用,推动班干部制度不断发展和完善。

中国的班干部制度师从苏联。受中华人民共和国建立初期全面学习苏联运动的影响,班干部制度也逐渐引入我国,并深入到学校和班级系统中。自20世纪50年代初期,我国建立起现代意义上的班干部制度以来,该制度作为辅助教师进行日常班级管理的重要手段一直延续至今。经过多年的发展,班干部制度逐渐形成较为稳定的功能体系,并有一套较为完备的管理流程。

总的来看,我国的班干部制度一般具有

四项功能。第一,领导和管理的功能。班干部作为优秀学生的代表,要发挥榜样引领的作用,并协助教师对班级纪律、卫生等事务进行管理。第二,权力分配的功能。班干部对班级管理的合法性和权威性源于教师通过制度程序对班干部权力的赋予。在班级管理中,班干部主要有惩罚权、决策权、任务分配权、人员调动权、优先获得荣誉权等。<sup>[20]</sup>以班委会为主要形式的班级管理组织形式要求班干部遵循相关的职责规定,以此来保证班级管理活动的顺利实现。第三,桥梁功能。班干部作为老师和学生间接沟通的枢纽,一方面上传班级同学的困难、意见和建议,另一方面下达老师的要求和指示。第四,提高效率的功能。班干部制度将教师班级管理的特定权力下放给学生,不仅有助于形成班集体的自主管理,还能够减轻教师的班级管理负担,将重心更多地放在教学上。

虽然设立班干部已成为我国学校班级管理过程中的普遍现象,但由于班干部本身所具有的工具性、关系性和象征性特征,<sup>[21]</sup>该“身份”分配所带来的教育公平问题一直是人们关注的焦点。班干部所引发的教育公平问题与班干部“身份”所具有的权力属性密不可分。权力作为存在于一定社会关系之中的具有支配性力量的社会资源,体现主体之间和资源之间不对等的关系。<sup>[22]</sup>具体到课堂权力场域中,表现为班干部往往处于班级结构的顶层,与普通同学相比,班干部更容易获得老师的关注,得到更多的学习机会。有学者在研究学生课堂交往行为时发现班干部在课堂中“主动回答”、“被动回答”、“提问求案”和“提问寻由”次数均高于普通学生,在“主动回答”和“被动回答”方面二者均存在显著差异。<sup>[23]</sup>也有学者通过对课堂参与的角色差异研究并运用t检验,发现相比于普通同学,班干部的课堂参与程度更高。<sup>[24]</sup>另外,有学者通过对学生自我汇报的学习机会进行t检验和方差分析,发现课堂中学生答问的机会存

在显著差异,男生、班干部和学优生相比于其他学生群体获得更多的答问机会。[25]

由此可见,现有研究结论基本一致,即相比普通学生,班干部会获得更多的学习机会。该结论也与很多人的直觉经验吻合。但该差异是由班干部这一“身份”导致的还是因为其他因素?我们无法从现有研究结论中获得。比如一个可能的竞争性解释就是,班干部之所以有更多的学习机会是因为他们的成绩更好。在该情况下,班干部获得更多学习机会可能不是由班干部“身份”导致的,优异的学习成绩才是造成学习机会获得差异的重要因素。因此,即使现有研究结论表明班干部与学习机会获得相关,也并不意味着因果关系。此外,即使两者真的存在因果关系,即班干部“身份”本身能给学生带来更多的学习机会,那么这个优势有多大?是非常大,还是很细微?显然,如果不考虑量的问题,我们的很多结论就无法得出。

要回答这些问题,就必须在研究方法上作出突破。有部分研究运用t检验和方差分析来证明班干部与普通同学在学习机会获得上存在显著差异,但由于没有控制影响学生学习机会获得的其他因素,如学生家庭文化资本、性别等,上述所得结果可能包含有混杂偏差,因而不一定代表班干部学习机会获得效应的实际值。类似地,传统普通最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)回归虽然在一定程度上控制了混杂偏差,但由于个体选择性偏误和可能违反公共集假设的缺陷,[26]使得OLS回归只能获得变量间的相关关系,而无法进行因果推断。

理想状态下,回答因果关系的问题,最好的方法是随机实验。但用随机实验的方法来研究学生学习问题,存在成本过高的难题,这不仅是经济成本,也包括道德成本。为了解决这个教育学或社会科学研究中遇到的普遍问题,相关学者经过多年的探索,逐渐发展出了新的方法来解决这个问题,比如断点回

归方法、工具变量方法、倾向值方法等。其实质都是为了解决怎么用调查数据进行类因果关系推断的难题。本研究试图运用倾向值匹配法对班干部是否能够获得更多学习机会的问题进行因果推断。

### (三)因果推断与倾向值匹配法

因果关系一直是探究变量间关系的核心关注点,但基于调查数据的传统的统计工具仅能得到变量间的相关关系,无法考察因果,而相关关系并不等于因果关系。因此,基于传统的统计工具无法解决因果推断的难题。1974年,鲁宾(Rubin, D. B.)潜在结果概念的提出,为实现因果推断提供了理论基础,后续对因果推断问题的研究大都建立在潜在结果框架的基础之上。基于因果推断模型,本研究所探讨的班干部对学生学习机会获得的处理效应指学生不同干预状态下(担任班干部和未担任班干部)其对应潜在结果的差值。对该处理效应的理解首先需要澄清潜在结果和分配机制这两个概念。

潜在结果认为同一个物体或个体在不同的时间是不同的单元。[27]因此,潜在结果框架强调班干部和普通同学在接受干预和未接受干预两种状态下皆存在与其对应的潜在结果。用公式来表示,每一个处于干预状态的个体*i*都有两个潜在结果( $Y_{0i}, Y_{1i}$ ), $Y_{1i}$ 表示干预状态下的潜在结果,即个体是班干部状态下的潜在结果; $Y_{0i}$ 表示未被干预状态下的潜在结果,即个体是普通同学状态下的潜在结果,由于未被干预状态下的潜在结果无法实际观测到,因此该潜在结果为反事实。用 $M_i$ 表示个体干预状态, $M_i=1$ 表示个体接受干预, $M_i=0$ 表示个体未接受干预, $Y_i$ 表示观测结果,那么观测结果与潜在结果之间的关系可以表示为:

$$Y_i = M_i Y_{1i} + (1 - M_i) Y_{0i} \quad (1)$$

如果  $M_i=1$ , 则  $Y_i=Y_{1i}$ ; 如果  $M_i=0$ , 则  $Y_i=Y_{0i}$

公式(1)表明,我们无法同时得到同一

个个体在两种状态下的潜在结果,即在观察研究中,我们只能得到班干部学习机会获得的数据,无法在同一时间、同一地点也得到该班干部在不担任班干部情况下学习机会获得的数据,无法观测到的这部分数据称为反事实。反事实问题是因果推断的基本问题,其本质上也是数据缺失的问题,因此,因果推断的核心思想是想办法将未观测到的潜在结果(反事实结果)估计出来。<sup>[28]</sup>由于我们无法同时得到同一个个体在两种状态下的潜在结果,因此个体的因果效应无法求出,只能通过观察多个个体,根据是否接受干预将样本划分为处理组(接受干预)和控制组(未接受干预),用控制组的可观测潜在结果作为处理组反事实结果的代理,进而求得整体层面的平均因果效应。

在因果推断中,由于分配机制决定哪些个体接受干预,哪些个体不接受干预,因而对反事实结果的估计和预测有重要的影响。理想情况下,随机分配由于能够使处理组和控制组个体的各协变量具有相同的分布,干预变量 $M_i$ 独立于潜在结果,从而消除了选择偏差,使处理组和控制组观测结果之差等于总体平均因果效应。<sup>[29]</sup>但是在现实情况中,个体是否接受干预不是随机分配的,而是根据个体效用自主选择的结果。由于处理组和控制组个体在性别、家庭社会经济地位等协变量上可能具有显著的系统差异,因此其分配机制往往带有明显的选择性偏差,比如优势阶层子女由于拥有较高的社会经济地位因而更倾向于担任班干部,导致估计结果有偏。

针对上述因果推断的反事实难题和选择性偏误所导致的有偏估计问题,倾向值匹配能够较好地解决,从而实现因果推断。基于潜在结果框架,倾向值匹配法根据个体是否接受干预(是否担任班干部),将样本划分为

处理组(担任班干部)和控制组(未担任班干部)。由于影响学生担任班干部的因素是多样的,为增加匹配的可行性,倾向值匹配法将影响学生担任班干部的多维度信息,运用Logit或Probit回归模型简化成一维的数值(倾向值),再根据所得倾向值,将倾向值相近的控制组与处理组进行匹配。根据英姆斯(Imbens, G. W.)和鲁宾的证明,如果处理组和控制组的倾向指数相同,那么两组个体在协变量的分布上是一致的,即匹配后形成的匹配样本近似随机化实验,条件独立性假设满足。<sup>[30]</sup>通过匹配,倾向值匹配法用控制组个体的观测结果作为处理组反事实结果的代理,较好地解决因果推断中的反事实问题。匹配后两组观测结果的平均值之差即为处理效应。因此,与传统的OLS回归相比,倾向值匹配法较好地控制了样本选择偏差和因果推断中的反事实问题,并且放宽了对函数形式的要求,因而能够得到较为精确的结果。

## 二、研究问题与方法

### (一)研究问题

在上文论述的基础上,本文主要解决以下两个问题。<sup>①</sup>

一是在控制了影响学习机会的其他变量后,与普通同学相比,班干部能否获得更多的学习机会。即班干部“身份”与学习机会获得是否存在着因果关系?

二是如果班干部能够获得更多的学习机会,那么该“身份”所带来的处理效应有多大,即班干部获得的学习机会会比普通同学高出多少?

### (二)数据来源与处理

本研究数据来源于2013年华东师范大学课程与教学研究所主持建设的“中国学校

<sup>①</sup> 以下问题中所出现的学习机会包含提问机会、讨论机会、认知机会以及由前面三个维度构成的总的学习机会。这里,总的学习机会表示学生对学习机会获得的总体感知。

课程与教学数据库”。该数据选取中国某中部城市A市,以七年级和八年级学生以及与其相对应的家长、教师和校长为研究对象。数据覆盖A市三个主要城区,因此该数据对A市具有一定的代表性。运用三阶段分层抽样法,先从A市随机抽取四个城区,接着每个城区随机抽取特定数量的学校,学校确定之后,再根据年级(七年级和八年级)进行三次随机抽样,随机选取特定数量的班级。本研究主要采用数据库中的学生数据和部分家长数据,其中学生样本量6 104人,家长样本量12 575人。由于某区的学校不是统考,该城区学校的成绩数据不能与其他城区的成绩数据进行对比,故删除该区学校数据,共1 773个样本。通过删除问题个案,缺失值分析与处理,反向题处理以及文件合并,得到最终使用数据中学生样本量为4 026。

### (三) 变量描述

#### 1. 因变量

本研究的因变量为学习机会,由于采用学生问卷,本文的学习机会主要指学生感知到的课堂学习机会。通过探索性因素分析最终提炼出三个因子,将其命名为提问机会、讨论机会和认知机会三个维度。与库尔兹和艾略特构建的教师教学维度的学习机会相对应,本文首先要明确学生感知学习机会各维度的含义。提问机会指学生感知到的教师通过问问题使学生参与课堂,并集中注意力于课堂上重要信息的机会。问卷题目设置如下:a. 主动向老师提出问题;b. 主动表达自己对某问题的看法或观点;c. 在过去的一周中,你在数学课堂上回答问题的机会。讨论机会指学生所感知到的教师提供课堂合作形式(group format)的机会,强调从个别到整堂课教学的分组形式。问卷中主要包括“进行同伴讨论的机会”和“课堂上讨论时间超过3分钟的情况”两个问题。认知机会指学生感知到的教师引导学生认知从低阶思维向高阶思维发展的过程。问卷中主要包括“课堂上老

师会设计一些有难度的问题让我们挑战”、“老师讲课时经常联系真实发生的事件”和“老师的讲解总是很清晰”三个问题。

提问机会、讨论机会、认知机会这三个维度构成三因子学习机会模型,验证性因子分析( $X^2=151.5$ ,  $CFI=0.983$ ,  $SRMR=0.024$ ,  $RMSEA=0.043$ ,  $RMSEA$ 的90%置信区间为[0.037, 0.049])表明该模型对数据拟合良好,最终形成均值为0、方差为1的学习机会因子得分变量。

#### 2. 自变量

本研究的自变量为“班干部”。“班干部”是一个二分变量(担任班干部=1,未担任班干部=0)。在倾向值匹配分析中,担任班干部为处理组,未担任班干部为控制组。

#### 3. 协变量

倾向匹配法中的协变量指在接受处理之前就确定的变量,而非受到处理影响的变量。<sup>[31]</sup>此外,除影响处理变量的协变量应纳入匹配模型,影响结果变量的混杂因素也应纳入匹配模型以提高估计的精确度。<sup>[32]</sup>基于该原则,本研究中的协变量指影响个体能否成为班干部以及影响学生课堂学习机会的变量,并且这些变量都是个体在接受处理之前就确定的变量。

借鉴相关研究和经验,本文选择将以下几个因素作为协变量:(1)性别。研究发现,初一、初二、高二担任班干部的女生人数显著高于男生。<sup>[33]</sup>因此性别是影响个体担任班干部的重要因素,需要在研究中进行控制。本研究中,性别是一个虚拟变量(男性=1,女性=0)。(2)学生家庭社会经济地位(Socioeconomic Status, SES)。SES体现学生家庭文化资本和社会资本,它是影响学生发展的重要因素,也是考察教育公平的重要指标。<sup>[34]</sup>有研究指出,家庭的经济条件以及父母的教育水平是影响学生竞选班干部的重要因素,<sup>[35]</sup>因此,SES必须作为协变量纳入到匹配分析中。学生家庭社会经济地位指标的

测量包含父母受教育年限、父母职业和家庭经济状况三个维度。其中父母受教育年限选择父母双方中的最大值;父母职业借鉴以往研究中的职业声望指数进行赋值,<sup>[36]</sup>并采用父母双方中的最大值;家庭经济状况采用学生汇报的家中电脑、书籍、互联网、卧室、空调、交通工具等十项家庭资产情况,将其加总得到个体总体家庭经济状况得分。最后,将职业声望、父母受教育年限和家庭经济状况三个变量转换为标准Z值并进行主成分分析,得到每个学生的SES值。SES得分越高,表示学生的家庭社会经济地位越高。(3)学校类型。由于重点学校和非重点学校在师资力量、学校硬件设施等方面存在显著差异,因此也是影响学生学习机会获得的重要变量。本研究中,学校类型为二分变量,重点学校赋值为1,非重点学校赋值为0。(4)教育期望与教育期望告知。问卷中,教育期望指父母期望孩子获得的最高学历,分设初中、高中、专科、本科和研究生五个选项,从1到5赋值;教育

期望告知指父母是否将自己对孩子的期望告诉孩子,该变量为二分变量(是=1;不是=0)。(5)年龄。该变量为连续变量,年龄范围为11~15岁。(6)学业能力。借鉴有关学者对学业能力的测量方法,本研究将标准化后的期中数学成绩作为学生学业能力的衡量指标。<sup>[37]</sup>(7)性格。拥有外向、开朗性格的学生,相对较容易获得良好人际关系,可能对当选班干部的机会产生影响。性格包括多方面,本研究主要关注的是性格的外向性,即与同学的人际关系,包含四个题目:我觉得跟同学们相处得很轻松;当我请同学帮忙时,总会有同学来帮我;我跟同学们相处得很融洽;我在学校里很容易交朋友。四题均采用四点计分,分数越高,表示学生的人际关系越好。内部一致性系数为0.852。(8)其余协变量为年级(七年级=1;八年级=0)、寄宿(寄宿=1;不寄宿=0)、独生子女(独生子女=1;非独生子女=0)、户口(非农业户口=1;农业户口=0),均为二分变量。(见表1)

表1 主要变量说明

变量类型	变量名称	变量说明
因变量	提问机会	学习机会主要指学生感知到的课堂学习机会。 该变量是均值为0,方差为1的学习机会因子得分变量。
	讨论机会	
	认知机会	
	总学习机会	
自变量	班干部	担任班干部=1;未担任班干部=0
协变量	学校类型	重点中学=1;非重点中学=0
	性别	男性=1;女性=0
	年级	七年级=1;八年级=2
	SES	包括职业声望、父母受教育年限和家庭经济状况三个维度
	学业能力	标准化期中数学成绩
	教育期望	初中毕业=1;高中毕业=2;专科=3;本科=4;研究生=5
	教育期望告知	是=1;不是=0
	性格	学生间的人际关系,反映性格的外向性
	寄宿	寄宿=1;不寄宿=0
	独生子女	独生子女=1;非独生子女=0
	户口	非农业户口=1;农业户口=0
年龄	年龄范围为11~15	

#### (四)数据分析方法

首先,选择协变量,并计算倾向值。依

据条件独立性假设,将可能影响个体担任班干部和学习机会获得的相关变量纳入,运用

Logit 模型  $p(X_i) = Pr[D_i = 1 | X_i]$  估计线性化倾向指数,其中  $X_i$  代表协变量。

其次,进行倾向值匹配和匹配效果的诊断,使条件独立性假设得到满足。要求在控制协变量后,匹配后个体仅在处理变量上存在差异,已控制协变量和未观测变量不会对控制组和处理组之间的差异产生影响。匹配效果诊断主要包括平衡性假设检验和共同支撑假设检验。平衡性假设检验匹配后处理组和控制组在协变量上的差异性是否仍存在显著差异,如果仍存在显著差异,需要对模型进行重新设定;共同支撑假设检验处理组和控制组在多大程度上存在重叠区域,以保证匹配效果。

最后,估计处理效应。研究主要关注干预组平均处理效应(ATT),即班干部“身份”给接受者带来了多大程度的课堂学习机会的增加。公式表示为:

$$ATT = \frac{1}{N_i} \sum m: D_m = 1 [Y_m - \sum_{n: Q_n(m)} w = (m, n) Y_n] \quad (2)$$

公式(2)中  $Y_m$  代表处理组中第  $m$  个担任班干部的观测值,  $Y_n$  代表控制组中第  $n$  个未担任班干部的观测值;  $w = (m, n)$  为权重函数,取值范围为  $0 < w = (m, n) \leq 1$ ; 代表与处理组个体  $m$  相匹配的控制组个体的集合。

### 三、主要研究结果

(一) 班干部与非班干部在主要变量上的差异分析

#### 1. 描述性统计与匹配前平衡性检验

为检验匹配前处理组(担任班干部的同学)和控制组(未担任班干部的同学)在个体特征、家庭背景、性格以及学习机会获得性感知上是否存在显著差异,本研究对相关变量进行了描述性统计并对匹配前两组间的变量是否存在显著差异进行检验。(见表2)

直观来看,班干部和普通同学在个体特征、家庭背景和性格方面存在较为明显的差

表2 主要变量描述性统计及匹配前平衡性检验

类型	变量	控制组	处理组	匹配前平衡性检验	
				t值	p值
协变量	学校类型	0.187	0.234	3.650	0.000
		(0.390)	(0.424)		
	性别	0.565	0.463	-6.540	0.000
		(0.496)	(0.499)		
	年级	0.509	0.524	0.750	0.456
		(0.500)	(0.500)		
	SES	-0.069	0.146	7.270	0.000
		(0.972)	(1.008)		
	学业能力	-0.143	0.256	12.440	0.000
		(1.030)	(0.903)		
	教育期望	4.287	4.563	10.480	0.000
		(0.915)	(0.658)		
	教育期望告知	0.868	0.868	0.010	0.994
(0.338)		(0.338)			
性格	-0.095	0.172	8.710	0.000	
	(0.991)	(0.984)			
寄宿	0.223	0.239	1.380	0.167	
	(0.417)	(0.426)			
独生子女	0.367	0.430	4.000	0.000	
	(0.482)	(0.495)			
户口	0.542	0.620	5.260	0.000	
	(0.498)	(0.486)			
年龄	13.030	12.970	-2.240	0.025	
	(0.805)	(0.776)			
因变量	提问机会	-0.155	0.255	13.220	0.000
		(0.944)	(1.034)		
	讨论机会	-0.078	0.136	6.911	0.000
		(0.977)	(1.025)		
认知机会	-0.123	0.208	10.873	0.000	
	(0.957)	(1.034)			
总学习机会	-0.138	0.232	12.099	0.000	
	(0.954)	(1.032)			
N		4 026			

注:该表显示变量的均值,括号内为标准差

异。学校类型、性别、家庭社会经济地位、学业能力、教育期望、性格、是否为独生子女、户口和年龄变量均在95%的水平下显著,表明处理组和控制组在上述协变量上存在显著性差异( $p < 0.05$ )。具体来看,学校类型中,与非重点中学相比,重点中学担任班干部的学生比例要高,这可能在一个侧面也反映出两



类学校管理理念之差异;从学生性别来看,与男生相比,女生担任班干部的比例较高,所谓“女生优势”体现很明显;家庭社会经济地位方面,班干部家庭社会经济地位明显高于未担任班干部的同学,这跟很多人的印象也相符合;学业能力方面,跟以往很多研究一样,班干部的学业能力要显著高于普通同学;教育期望方面,班干部的父母教育期望要高于普通同学,但具体的影响机制需要进一步研究,是高期望导致班干部,还是班干部导致高期望,或是两者共受其他因素影响(如家庭经济背景、学业成绩);性格方面,班干部更加外向一些,班级人际关系明显更好。班干部大多是非农业户口,且多为独生子女,平均年龄比普通同学要小。在城乡二元结构中,非农业户口少,这背后可能体现的还是社会经济地位优势。班干部独生子女比例高,可能跟资源稀释理论有关。<sup>[38]</sup>至于平均年龄的差异,虽然统计上有显著性,但其实只有0.06年差异,实质意义不大,这是显著性检验这个方法弊端的一个体现。<sup>[39]</sup>从结果变量来看,班干部感知到的自身获得的提问机会、讨论机会、认知机会以及对学习机会的总体感知均显著高于普通同学( $p < 0.05$ )。这表明在自然状态下,班干部要比普通同学获得更多的学习机会。

上述结果告诉我们,处理组和控制组在个体特征、家庭社会经济地位、性格和学业能力上确实存在明显的差异。在学习机会获得的感知上,处理组和控制组也存在显著的差异。但上述检验并未告诉我们具体的差异程度,因此我们还需要通过Logit模型来做具体的计量分析。

## 2. 倾向指数估计:Logit模型

根据倾向值匹配的分析步骤,本研究首先使用Logit模型估计倾向值。在倾向值Logit回归前,首先需要确定引入匹配模型中的协变量。关于哪些变量应该纳入匹配模型,本文采用递归的方法确定:先根据现有研

究理论和直觉引入基本的协变量,然后根据是否满足倾向指数的平衡指数特征决定是否引入协变量的高阶项。该过程需要不断重复,直到满足平衡指数特征。<sup>[40]</sup>

根据变量描述,首先将基本协变量引入Logit模型进行回归,结果显示,教育期望、学校类型和学业能力协变量并不满足平衡指数特征。在纳入教育期望和学业能力的高阶项以及教育期望与学校类型的交互项后,所有协变量均满足平衡指数特征,因此,所得倾向指数满足平衡指数条件。(见表3)

表3 倾向指数估计:Logit模型估计

变量	系数	标准误	z值	p值
学校类型	-0.215*	0.112	-1.910	0.056
性别	-0.425***	0.068	-6.230	0.000
年级	0.065	0.084	0.770	0.439
SES	0.016	0.046	0.350	0.728
学业能力	0.479***	0.050	9.630	0.000
教育期望	0.138*	0.070	1.960	0.050
教育期望告知	-0.158	0.102	-1.550	0.120
性格	0.227***	0.035	6.430	0.000
寄宿	-0.033	0.086	-0.390	0.696
独生子女	0.035	0.080	0.440	0.663
户口	0.020	0.089	0.230	0.822
年龄	0.116**	0.054	2.120	0.034
常数项	-2.292***	0.822	-2.790	0.005
观测值	4 026			
对数似然值	-2521.300			

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著

表3数据显示,性别、学业能力和性格均是影响学生担任班干部的重要因素。具体来看,女生担任班干部的概率比男生要显著高42.5%,这既可能是女生竞选班干部的积极性较高,也有可能是老师更倾向于让女生承担班级的管理事务。学业能力和性格对学生担任班干部具有显著的正向影响,学业能力强或性格外向的学生担任班干部的概率更大,其中学业能力对担任班干部的影响更为明显,其可能性达到47.9%。图1呈现了处理组和控制组在上述变量特征上的差异。

这些发现同时说明,如果采取传统的

OLS 进行回归分析,将无法很好地解决选择性偏误问题,导致回归结果出现有偏和不一致,也说明一维的倾向指数未能较好地平衡处理组和控制组在协变量上的差异。因此,有必要以上述变量作为协变量计算得到的倾向值为依据进行匹配,力求解决选择性偏误的问题。

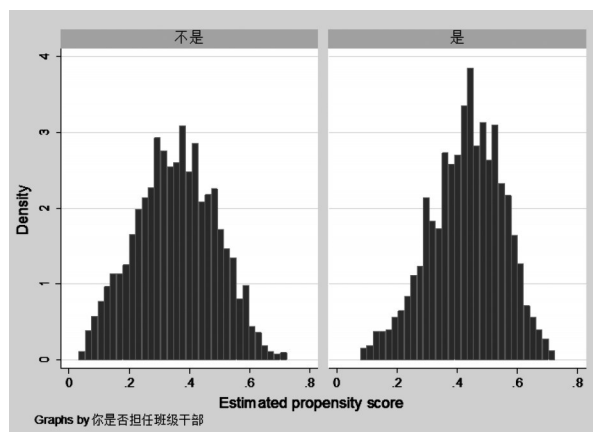


图1 匹配前倾向值核密度直方图

## (二) 班干部“身份”对学生学习机会的影响:PSM 模型估计

### 1. 样本匹配效果检验:平衡性检验与共同支撑假设检验

本研究使用 1:1 不重复降序最近邻匹配法进行分析。在运用倾向值匹配模型验证班干部对学生学习机会的影响之前,需要对匹配是否满足平衡性假设 (balancing assumption) 和共同支撑假设 (common support assumption) 进行验证。

从平衡性假设的检验结果来看,在使用最近邻匹配之后,各协变量的标准化平均值差异均小于 10%,有部分协变量的标准化平均值差异接近为 0。从 t 检验来看,匹配后各协变量在组间均不存在显著性差异 (t 检验中,组间差异在 1% 的显著性水平下, p 值均大于 0.01)。该结果表明,最近邻匹配较好地平衡了样本中处理组和控制组之间的差异,平衡性假设满足。

倾向指数拟合值的分布图 (见图 2) 是对共同支撑假设的检验。可以看出,匹配后控

制组和处理组存在共同取值区间,协变量分布存在重合,因此共同支撑假设满足,表明两组样本在各方面特征已经非常接近,匹配效果较好。

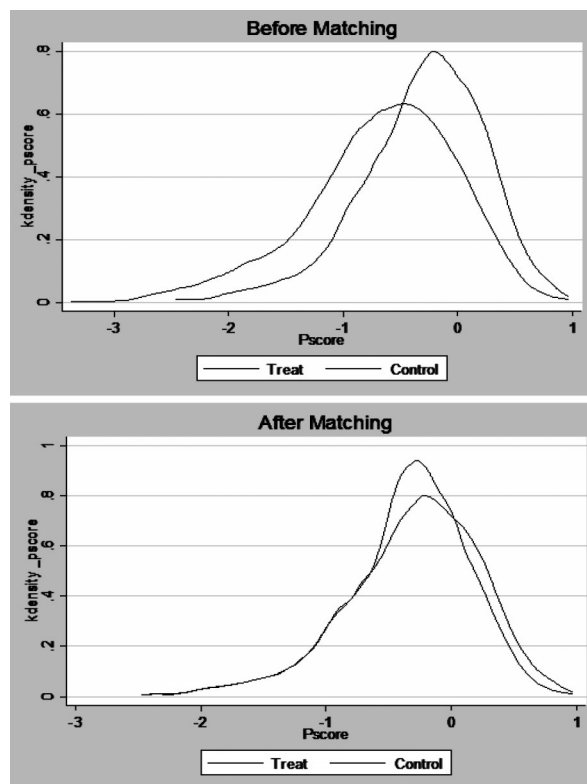


图2 匹配前(上图)与匹配后(下图)的核密度函数

### 2. “近似”因果关系及效应量

在运用 1:1 不重复降序最近邻匹配法进行处理组与控制组配对并计算参与配对的个体对应倾向值的基础上,本研究得到了处理组平均处理效应 ATT。(见表 4)

表 4 数据表明,在控制了学生个体特征、家庭社会经济地位以及性格之后,班干部“身份”对学生获得提问机会、讨论机会、认知机会以及总的学习机会的感知程度上均呈现显著的正向影响(全部在 1% 的水平上显著)。具体来讲,班干部身份对学生获得提问机会、讨论机会、认知机会和总的学习机会的平均处理效应分别为 34.4%、13.4%、21.6% 和 26.1%。回归调整前,相比于普通同学,班干部获得提问机会、讨论机会、认知机会以及总的学习机会的概率都要比普通同学高,其中

表4

倾向值匹配估计结果

	匹配状态	处理组	控制组	调整前		调整后	
				ATT	t值	ATT	t值
提问机会	匹配前	0.255	-0.155	0.409*** (0.032)	12.900		
	匹配后	0.255	-0.090	0.344*** (0.036)	9.690	0.335*** (0.033)	10.040
讨论机会	匹配前	0.136	-0.078	0.214*** (0.032)	6.640		
	匹配后	0.136	0.002	0.134*** (0.036)	3.720	0.125*** (0.035)	3.600
认知机会	匹配前	0.208	-0.123	0.331*** (0.032)	10.370		
	匹配后	0.208	-0.008	0.216*** (0.035)	6.150	0.197*** (0.034)	5.870
总学习机会	匹配前	0.232	-0.138	0.370*** (0.032)	11.610		
	匹配后	0.232	-0.073	0.261*** (0.035)	7.410	0.244*** (0.033)	7.350
				N	4 026	N	3 094

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著;括号内为标准误

获得提问机会的概率最高,为34.4%,获得认知机会的概率次之,为21.6%。

虽然匹配后,处理组和控制组协变量分布已经非常相似,但从标准化平均值差异来看,仍有部分协变量的标准化均值差异徘徊在1~5,这说明匹配后两组样本之间仍存在一定的差异。鉴于此,借鉴阿巴迪(Abadie, A.)和英姆斯(Imbens, G. W.)的方法进行偏差调整以提高估计的准确度<sup>①</sup>。[41]表4的第7列和第8列显示偏差调整后的匹配估计量。可以发现,偏差调整后ATT值有所下降,班干部“身份”对学生提问机会、讨论机会、认知机会和总的学习机会获得的影响分别为33.5%、12.5%、19.7%和24.4%。

### 3. 稳健性检验

为验证上文1:1不重复降序最近邻匹配法的估计结果是否具有稳健性,本研究进一步采用1对多匹配法(1:2匹配)、核匹配法和

半径匹配法对处理组的平均处理效应进行稳健性检验。(见表5)

对比以上三种倾向值匹配方法的估计结果,可以看出,1对多匹配法(1:2匹配)、核匹配和半径匹配,四者的估算结果均具有较高的一致性,这说明1:1不重复降序最近邻匹配的估算结果较为稳健。因此,可以说在控制了选择性偏误后,班干部这一特殊身份会显著提高学生获得的课堂提问机会、讨论机会、认知机会以及总的学习机会。这反映班干部“身份”所象征的特权以及提供的隐性资源将会导致学生获得的学习机会存在显著差异,进而对课堂层面的,尤其是教育过程中的教育公平产生影响。

## 四、研究结论与分析

运用倾向值匹配法探究班干部身份对学

<sup>①</sup> 偏差调整的匹配估计指将匹配好的样本单独抽取出来进行匹配分析。由于匹配好的样本协变量差异较小,因此可以直接用线性回归函数对处理效应进行估计。偏差调整回归函数形式如下: $Y_i = a_i + \varphi D_i + X_i \beta_i + v_i$ ,其中系数 $\varphi$ 即为调整后的匹配估计量。

表5

稳健性检验

	匹配状态	1:2 匹配		核匹配		半径匹配	
		ATT	t	ATT	t	ATT	t
提问机会	匹配前	0.409***	12.900	0.409***	12.900	0.409***	12.900
	匹配后	0.336***	8.290	0.325***	9.530	0.326***	9.500
讨论机会	匹配前	0.214***	6.640	0.214***	6.640	0.214***	6.640
	匹配后	0.119***	2.880	0.115***	3.340	0.114***	3.290
认知机会	匹配前	0.331***	10.370	0.331***	10.370	0.331***	10.370
	匹配后	0.218***	5.540	0.188***	5.470	0.188***	5.440
总学习机会	匹配前	0.370***	11.610	0.370***	11.610	0.370***	11.610
	匹配后	0.257***	6.460	0.234***	6.820	0.234***	6.790

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著

生学习机会获得的影响,获得了下面几个重要发现。

首先,在真实状态中,相比普通学生,班干部在学习机会获得上具有显著的优势。同时,研究也发现,班干部在家庭社会经济地位和学业成绩方面具有明显的优势,而且女生比例明显更高。这些发现与已有研究基本一致。这表明,如果用传统的方法来研究班干部“身份”与学习机会之间的关系,容易出现选择性偏误的问题,即我们无法知道班干部得到了更多的学习机会,是因为班干部“身份”本身,还是因为班干部的学习成绩更好,或者是家庭社会经济条件更好,或者是女生更容易讨老师喜欢。

其次,运用1:1不重复降序最近邻匹配法,在控制了学生个体特征和家庭社会经济地位等条件后发现,班干部得到了更多的学习机会至少一部分是因为班干部“身份”本身造成的,即这两者之间存在一定的因果关系。班干部“身份”这个因素可以独立地增加学生的学习机会。那班干部“身份”对学习机会获得的影响有多大呢?通过研究发现这个影响还是比较大的。班干部身份对学生提问机会、讨论机会、认知机会和总的学习机会获得的影响分别为33.5%、12.5%、19.7%和24.4%。在进行偏差调整,以及1对多匹配(1:2匹配)、核匹配和半径匹配后,上述结论依然成立,表明该结果具有一定的稳健性。

如果把这些研究发现有机地串联起来,就会勾勒出一幅令人担心的景象。现有的班干部制度已经成为优势学生群体获得更大教育优势的杠杆,加剧了教育过程或者学习机会获得的不公平。这主要有以下几种原因。

第一,在现有的教育制度下,成绩好、家庭背景条件好以及女生在获得学习机会方面本身就具有优势。成绩好的学生自不必说,几乎没有教师会不喜欢成绩好的学生,并且总是会有意无意地给这些孩子更多的表扬和关注。从教育社会学的角度来说,家庭条件好的学生,因为与学校主流文化更加契合,更容易赢得老师的认可。<sup>[42]</sup>从家校沟通的角度来看,家庭背景好的学生也总是容易占据优势。<sup>[43]</sup>至于女生的优势,这些年也已经有足够多的研究发现可以证明这点,大家广为熟悉的“男孩危机”就是该问题的充分表现。<sup>[44]</sup>也就是说,对于成绩好、家庭背景好的学生以及女生,即使他们不做班干部也已经享受到足够的优势了。

第二,这些优势学生群体恰恰又有更多的机会成为班干部。比如,本研究就发现,女生担任班干部的概率比男生要显著高42.5%。学业能力对学生担任班干部的影响显著,为47.9%。其他很多研究也都发现了这种趋势。<sup>[45]</sup>如果“故事”到此为止,那问题也不大,或者说前面所描述的那幅令人担心的景象还不会出现。因为,无论从集体主义精

神培养还是学习效果提升的角度来看,都需要加强班集体建设,而班集体建设又离不开班干部。因此,让具有前述特征的这群优势学生担任班干部,更好地为班集体建设做贡献,这并非不可接受,但问题存在于我继续的发现。

第三,班干部“身份”能独立地增加学生学习机会,而且效应还相当大。这样一来,一个循环就产生了:有些学生因为其条件更加优秀,就有更多的机会成为班干部,而成为班干部之后,又额外地增加了他们的学习机会。这意味着优势学生群体不仅能凭借其良好的学业成就和家庭条件直接获得学习机会,还能通过班干部这一中介进一步获得更多的学习机会。班干部制度就这样成为他们扩大自身教育优势的杠杆,产生教育优势的叠加。

换一个角度来看,如果我们发现班干部“身份”本身并不能增加学生的学习机会,那就可以说,之所以班干部得到更多的学习机会,不是因为他们是班干部,而是因为他们其他方面的表现(如成绩等)更突出。而这对班干部制度来说,总体上是一件正面的事情。但本研究的发现说明事实不是这样。班干部这个身份本身就是利益,而这个利益恰恰又分配给了那些本来在获取利益上有优势的学生。这就是当前班干部制度的最大问题,也是本研究得出的一个最重要的结论。

面对上述情况,我们或许可以在如下两条思路中做一些探索。一条思路是让班干部回归服务班级的“初心”上来,大幅压缩班干部这个“身份”本身的收益。简单地说,就是把班干部看作是纯粹的服务岗、志愿者。这方面欧美学校有一些具体做法可以参考学习。另外一条思路是,既然班干部本身可以获得更多的学习机会,那么就发挥它的调节作用,把它优先分配给那些更加需要学习机会的学生身上(比如成绩稍差、性格内向),而不是相反。若是这样,那么将会是对我们现

有的班干部制度的一次重大调整,但我们或许可以一试。

### 参考文献:

- [1] 辛涛,黄宁.教育公平的终极目标:教育结果公平——对教育结果公平的重新定义[J].教育研究,2009,(8).
- [2] 黄忠敬,孙晓雪.深入学校内部的教育公平追求[J].中国教育学刊,2019,(9).
- [3] 杨小微.为促进教育过程公平寻找合适的“尺度”[J].探索与争鸣,2015,(5).
- [4] 王婷.学习机会国际测评的回顾与启示[J].外国教育研究,2017,(11).
- [5][12] 辛涛,等.从教育机会到学习机会:教育公平的微观视域[J].清华大学教育研究,2018,(2).
- [6] Carroll, J. B. A Model of School Learning [J]. Teachers College Record, 1963, (64).
- [7] Harvey, K., Horton, L. Bloom's Human Characteristics and School Learning [J]. The Phi Delta Kappan, 1977, (59).
- [8] Porter, A. C., Gamoran, A. Methodological Advances in Cross-National Surveys of Educational Achievement [M]. The National Academies Press, 2002. 235.
- [9] Knowles, C., et al. Relationship of Individualized Teaching Strategies to Academic Learning Time for Mainstreamed Handicapped and Non-handicapped Students [J]. The Journal of Special Education, 1982, (16).
- [10] Stevens, F. Applying an Opportunity-to-Learn Conceptual Framework to the Investigation of the Effects of Teaching Practices via Secondary Analyses of Multiple-case-study Summary Data [J]. The Journal of Negro Education, 1993, (62).
- [11] Kurz, A., Elliott, S. N. MyILOGS Guidebook: Advancing the Measurement of Instruction to Help Teachers Grow and Increase Students' Opportunities to Learn (Version 3.0) [M]. Tempe, AZ: Arizona State University, 2013. 2—4.
- [13] 王建军,等.初中课堂教学中的学习机会:表现与差异[J].全球教育展望,2016,(9).
- [14] 郝亚迪,胡惠闵.从课堂提问看学习机会的公平——基于Z市初中生的调查分析[J].教育发展研究,2016,(2).
- [15] 王希永.中学班干部工作手册[M].北京:开明出版社,2009.1.
- [16] 夸美纽斯.大教学论[M].北京:人民教育出版社,1985.140.
- [17] 蒋萍.小学生班干部制度研究[D].南京:南京师范大学,2012.
- [18] 单中惠,杨汉麟.西方教育学名著提要[M].南昌:江西人民出版社,2005.460—468.
- [19] 吴式颖,等.马卡连柯教育文集:上卷[M].北京:人民教育出版社,2004.253;蒋萍.小学生班干部制度研究[D].南京:南京师范大学,2012.

- [20] 罗雯瑶. 初中生的班干部角色认知调查研究[J]. 教学与管理, 2009, (1).
- [21] 程亮. 何种正义? 谁之责任? ——现代学校过程的正当性探寻[J]. 教育发展研究, 2015, (2).
- [22] 周旺生. 论作为支配性力量的权力资源[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2004, (4).
- [23] 程晓樵, 等. 学生课堂交往行为的主体差异研究[J]. 南京师大学报(社会科学版), 1995, (3).
- [24] 曾琦. 小学生课堂参与的角色差异[J]. 教育研究与实验, 2000, (2).
- [25] 郝亚迪, 胡惠闵. 从课堂提问看学习机会的公平——基于Z市初中生的调查分析[J]. 教育发展研究, 2016, (2).
- [26] 刘泽云, 邱牧远. 高等教育质量收益的估计: 基于倾向指数匹配法的研究[J]. 中国人口科学, 2011, (5).
- [27] [40] Imbens, G. B., Rubin, D. B. Causal Inference in Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction [M]. Cambridge and New York: Cambridge University Press, 2015. 4, 285—288.
- [28][29][32] 赵西亮. 基本有用的计量经济学[M]. 北京: 北京大学出版社, 2017. 91, 78, 83.
- [30] 赵西亮. 基本有用的计量经济学[M]. 北京: 北京大学出版社, 2017. 89—90; Imbens, G. B., Rubin, D. B. Causal Inference in Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction [M]. Cambridge and New York: Cambridge University Press, 2015. 339—340.
- [31] Imbens, G. B. Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review [J]. The Review of Economics and Statistics, 2004, (86).
- [33] 姚计海. 中小學生“新性别差距”的实证研究[J]. 教育科学研究, 2012, (3).
- [34] 任春荣. 学生家庭社会经济地位(SES)的测量技术[J]. 教育学报, 2010, (5).
- [35] 杜明峰. 班干部制度的当下危机及其应对[J]. 中国教育学刊, 2016, (4).
- [36] 李春玲. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究, 2005, (2).
- [37] 刘精明. 能力与出身: 高等教育入学机会分配的机制分析[J]. 中国社会科学, 2014, (8).
- [38] 郑磊, 等. 家庭规模与儿童教育发展的关系研究[J]. 教育研究, 2014, (4).
- [39] 程开明, 李泗娥. 科学研究中的P值: 误解、操纵及改进[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (7).
- [41] Abadie, A., Imbens, G.B. Bias-corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2011, (29).
- [42] 朱新卓, 王欧. 教师的阶层文化与教育的文化再生产——西方学者论阶层文化对教育公平的影响[J]. 教育研究, 2014, (12).
- [43] 池丽萍, 俞国良. 教育成就代际传递的机制: 资本和沟通的视角[J]. 教育研究, 2011, (9).
- [44] 李文道, 孙云晓. 我国男生“学业落后”的现状、成因与思考[J]. 教育研究, 2012, (9).
- [45] 王占军, 田志敏. 高中课堂教学资源配置的实证分析——以石家庄某中学为例[J]. 当代教育科学, 2007, (2).

## The Impact of Student Leaders' Identity on Their Acquisition of Learning Opportunities: A Study Based on the Findings from 4,026 Junior High School Students via Propensity Score Matching

Ke Zheng & Li Changjie

**Abstract:** Research shows that student leaders can obtain more learning opportunities than ordinary students. However, due to the limitations of research methods, we cannot know whether the correlation between student leaders and learning opportunities is due to the fact that the "identity" of student leaders leads to more learning opportunities, or the fact that they are both affected by other factors. The present study, based on a survey of 4026 junior school students via propensity score matching, aims to explore the effect of the "identity" of student leaders. The result indicates that their identity can significantly increase their learning opportunities. This finding offers direct implications for our improvement of the system for student leaders.

**Key words:** student leader; learning opportunity; junior high school student; propensity score matching

**Authors:** Ke Zheng, professor of the Institute of Curriculum and Instruction (Key Research Institute in University), East China Normal University; Li Changjie, graduate student of the Institute of Curriculum and Instruction (Key Research Institute in University), East China Normal University (Shanghai 200062)

[责任编辑: 郭丹丹]