

# 教师职称越高, 学生学业表现越好?

——基于晋升锦标赛激励的分析

吴世瑾 刘 涵 常 芳 樊 鑫\*

**摘要:** 教师是影响学生学业表现的关键因素, 寻找、评估行之有效的教师激励方案是当前研究关注的重点。本文分析了教师职称制度——一种晋升锦标赛激励, 估计了不同职称的教师对初中学生学业表现的影响。基于中国教育追踪调查的全国性数据, 本文利用随机分班解决了学生与教师匹配过程中存在的自选择偏误。研究发现, 教师职称对学生学业表现有积极影响, 职称较高的教师能显著提高学生学业表现, 并且对学困生和弱势学生学业表现的影响更大。

**关键词:** 教师职称; 学业表现; 晋升锦标赛激励

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.14

## 一、引 言

学生的学业表现是衡量基础教育阶段教育质量最重要的指标。学生的学业表现不仅能够预测个体未来的劳动力市场表现 (Currie and Thomas, 2001; Zax and Reese, 2002; Rose, 2006), 而且在国际评估中可比的学业成绩与各国的经济增长密切相关 (Hanushek, 2013)。在各项学校教育投入中, 教师是影响学生学业表现的最关键因素, 其重要性远远超过班级规模、教学组织形式及生均支出等其他投入指标的影响 (Darling-Hammond, 2000; Rockoff, 2004; Rivkin et al., 2005; Hanushek, 2020)。

但当前困扰相关研究者的一大难题是, 无论是评价教师的可观测的客观指标, 还是教师的教学行为都难以直接预测学生成绩。第一, 教师的教育背景、教学经验、专业资格证书等都是常用的衡量教师质量的可观测特征, 然而当前研究者的共识是, 没有哪一项特征在解释学生学业成绩时是一致显著且作用是单向的 (Podgursky and Springer, 2007; Hanushek, 2020); 使用包含大规模长期数据的高质量研究也认为可观测的教师特征能解释教师质量的比例极小 (Rivkin et al., 2005; Kane et al., 2008)。第二, 从更具体的教学行为指标来看, 一方面教学行为难以客观、准确地测量 (尤其当测量的结果与利益相关, 如与收入挂钩时), 另一方面教学是一项复杂的活动, 不同学段、科目的课程侧重点不同, 脱离具体情境剥离出单个行为维度的意义不大, 对成绩也没有很好的

\* 吴世瑾, 陕西师范大学教育实验经济研究所, 西南财经大学组织人事部; 刘涵、常芳、樊鑫, 陕西师范大学教育实验经济研究所。通信作者及地址: 刘涵, 陕西省西安市长安区西长安街 620 号, 710119; 电话: (029) 85318763; E-mail: liuhanecon@163.com。本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目 (19YJC790080)、国家自然科学基金青年科学基金项目 (72103114)、中央高校基本科研业务费专项资金项目 (21SZYB20)、高等学校学科创新引智计划 (B16031) 的支持。感谢三位匿名审稿人和编辑部的宝贵意见, 文责自负。

预测效力 (Doll, 2012; Kane and Staiger, 2012)。

鉴于教师学历、教龄等可观测的客观指标和教师教学行为等投入指标对教师绩效的影响较为微弱，因此，为了提高教师工作的积极性，对教师的能力和教学质量进行综合评价，以此来实施行之有效的激励是当前国内外研究的重点。较常见的激励方案是绩效工资制度，将教师收入与学生的学业表现直接挂钩（如 Loyalka et al., 2019）。然而，由于教师岗位职责的复杂性，关于绩效工资对学生学业表现影响的实证结论并不一致，同时在实践中绩效工资制度的实施也存在较大的争议和阻力（如胡耀宗和童宏保，2010；Muralidharan and Sundararaman, 2011；Fryer, 2013；常芳等，2018）。

早在20世纪80年代，Lazear and Rosen (1981) 和 Rosen (1986) 的研究就证明了，依相对绩效决定员工薪酬的锦标赛激励制度可以在竞争性部门中激发员工的积极性，在某些条件下可能是最优的激励方案。对比传统的依产出绝对值评价的绩效工资制，依相对绩效评价能够降低劳动者风险，也更为容易，能达到最佳的激励效果。进一步研究发现，实施晋升锦标赛，将相对绩效较好的劳动者晋升到高一级、获得更高的薪资，也是一种常见、有效的制度安排（周黎安，2007；Campbell, 2008）。涉及体育、科研、企业、政府部门等的实证研究证实了它对劳动者的激励作用（林浚清等，2003；Sunde, 2009；周权雄和朱卫平，2010；宋扬和吴若彤，2020）。

当代教育体系中以职称为表征的晋升机制，使教师职称成为教育部门对教师进行评价与激励的重要的制度安排。在教育体系内，相对绩效较高的教师被认为是更优秀的教师，得到晋升，获得更高的薪酬、声誉和社会地位等。教师为了职称晋升而努力工作，以达到教育部门和学校管理者提升组织绩效的目标。阎光才（2012）指出中国的教师晋升锦标赛制度涵盖了教师人事管理的各个环节。陈先哲（2017）、宋扬和吴若彤（2020）等证明了我国高校教师职称晋升锦标赛在教师专业成长、学术发展等方面的激励效果。Karachiwalla and Park (2017) 首次从晋升锦标赛的视角对中小学教师的职称体系进行实证研究，发现职称与收入挂钩且教师在满足职称晋升最低年限时会提高工作努力度，证明了中小学教师职称制度的锦标赛特性。

就作者所知范围，在中小学阶段实施基于晋升锦标赛的长期激励方案是我国独有的一项制度<sup>1</sup>，因此，研究教师职称对学生学业表现的影响、从结果维度评价该激励制度的有效性能够为解决提高教师质量这一世界性难题提供有价值的参考。但是，现有的义务教育阶段教师职称方面的文献主要集中于教师职称评定过程中面临的问题（如李廷洲等，2018）和教师的满意度（如徐志勇和赵志红，2012）等，很少有研究关注教师职称对学生学业表现的影响。涉及教师职称与学生学业表现关系的研究往往只是将教师职称作为一个控制变量与其他教师特征变量一同加入计量模型中分析，缺乏专门对教师职称影响的讨论（如薛海平，2008；张咏梅等，2012）。上述研究成果对于进一步研究教师职称对学生学业表现的影响具有一定参考意义，但忽视了可能的内生性问题，比如学校层面和教师层面的样本自选择都会使估计产生偏误。现有文献中只有 Chu et al. (2015) 利用跨学科学生固定效应模型来解决内生性问题，发现相比于其他教师，晋升至高级职

<sup>1</sup> 英国公立中小学校也有类似与收入挂钩的教师职称制度：达到一定绩效标准的教师可申请通过业绩门槛 (performance threshold) 评估，通过的教师可获得职级晋升，薪酬标准也会获得永久性的提高 (Atkinson et al., 2009)。但教师是否能通过评估并无名额限制，因此与晋升锦标赛制度存在本质区别。

称的教师确实能将学生的学业表现提高约0.2个标准差。但该研究存在两个不足,一是样本来自西部农村地区,不具有全国代表性;二是教师职称只被划分为两个等级(是否为高级职称),这对于决策者和研究者区分不同的教师质量、进一步了解职称制度及其作用机制提供的信息很少,降低了研究的价值。

为研究中小学职称制度的实际作用,本文基于中国教育追踪调查(CEPS)在全国随机抽样获得的两期数据,利用学生的随机分班来避免学生与教师匹配过程中的自选择问题,估计了不同职称的教师对学生学业表现的影响。研究发现,教师职称对学生学业表现有积极影响,职称较高的教师能显著提高学生的学业表现,相比于三级教师,二级教师、一级教师和高级教师分别能将学生成绩多提高0.178、0.241、0.219个标准差;一级教师显著优于二级教师,二级教师显著优于三级教师;在两学年调查期间职称晋升至一级的二级教师相比未晋升的同级教师能将学生成绩多提高0.202个标准差。本文使用分科目回归、加入非随机分班样本、跨学科学生固定效应模型和使用班级平均成绩以教师为观测值回归对基本回归结果进行了稳健性检验,得到了较为一致的结果。进一步的异质性分析发现,职称较高的教师对学困生和弱势群体学生学业表现的影响更大。

本文对文献的贡献主要体现在三个方面:第一,使用随机分班作为识别策略解决了内生性问题,准确地估计出教师职称对学生学业表现的影响。第二,由于欧美国家的中小学校并未大范围实施基于晋升锦标赛理论的教师激励制度,因此几乎没有相关方面的研究。本文明确了教师职称作为一种带有激励特征的人才评价体系,可以衡量教师质量,提高学生的学业表现。这为推进和优化教师职称制度提供了实证依据,也为其他国家改革中小学教师评价制度提供了借鉴方案。第三,目前国内外关于锦标赛激励制度对绩效影响的研究除了关注官员晋升和地方GDP的关系,基本局限于某个企业内部,将锦标赛制度在全国范围内的某个公共部门整体实施是否会出现新的激励扭曲还是一个有待探索的问题。本研究基于全国代表性数据说明该制度对实际绩效的影响,具有重要意义。

接下来的结构安排如下:第二部分是数据和变量,第三部分是研究方法,第四部分是实证结果分析,第五部分是异质性分析,第六部分是结论和讨论。

## 二、数据和变量

### (一)数据来源

本文的数据来自中国教育追踪调查(CEPS)项目2013—2014、2014—2015学年两期全国性数据。基线调研采用多阶段的概率与规模成比例抽样方法进行随机抽样,获得样本学校,再从七年级和九年级随机各抽取两个班,对样本班所有学生进行调查。追踪期调查的追访对象为基线时七年级的全部学生。

考虑到九年级学生处于初中阶段的后半程,其成绩受之前教师的影响比较大,本文将分析限于基线调查时七年级的学生样本。在基本回归中将样本限定在所有入学时学生班级随机分配的学校,以此来分析基线时教师职称对学生学业表现的影响。同时将样本限定为全部控制变量都没有缺失值的学生。由于学生在七年级升入八年级时存在班级分

班、合并和任课教师变动的情况，所以在对追踪期成绩影响的分析中将样本限定为在两学年间没有分班且科目教师不变的样本。

## （二）教师信息

本文关注的教师信息为教师职称。2015年人力资源社会保障部、教育部联合颁发的《关于深化中小学教师职称制度改革的指导意见》中统一将中小学教师职称等级由低到高划分为三级、二级、一级、高级、正高级（人社部和教育部，2015）。<sup>2</sup>由于数据是在2013—2015年间获取，正处于教师职称改革政策在部分地区试点实施但未全面实施之际，所选取七年级样本中没有正高级教师。因此本文的教师职称等级包括三级、二级、一级、高级四个等级。此外，有8.26%的教师没有职称，有0.84%为三级职称，鉴于三级职称通常是授予新入职教师的最低职称，因此将没有职称的教师也并入三级职称。

表1报告了不同职称教师的信息。描述性统计结果发现，平均来说职称高的教师教龄更长，获得教学奖励、师范类院校毕业、有事业编制的比例更多，但本科及以上学历的比例却更少。这一事实符合我国教师职称评定规则中关于不同职称等级从教年限的规定<sup>3</sup>，说明教龄是决定职称的重要因素。职称更高的教师学历越低，也与新的出生队列受教育机会更多的情况相一致。另外，二级、一级职称教师任班主任的比例高于高级和三级职称教师，二级、一级、高级职称教师获得优秀教师称号的比例远高于三级教师，只有一级、高级职称的教师有兼任学校的行政职务。

表1 教师职称的描述性统计

	三级职称	二级职称	一级职称	高级职称
总人数	62	198	245	111
数学	15	59	89	43
语文	21	67	77	39
英语	26	72	79	29
性别（女性=1）	0.78	0.81	0.71	0.69
教龄	5.11 (7.99)	10.24 (7.28)	17.87 (6.24)	23.27 (6.21)
学历（本科及以上=1）	0.68	0.58	0.39	0.39
获得教学奖励	0.42	0.86	0.93	0.97
师范类院校毕业	0.83	0.93	0.96	0.97
班主任	0.20	0.32	0.33	0.29
获得优秀教师称号	0.12	0.51	0.49	0.49
兼任行政职务	0.00	0.00	0.06	0.07
有事业编制	0.26	0.91	0.93	0.98

注：除教龄为连续变量外，其余教师特征为虚拟变量。括号内为标准差。

<sup>2</sup> 详情见 [www.gov.cn/gongbao/content/2016/content\\_5033907.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5033907.htm)，访问时间：2022年11月20日。

<sup>3</sup> 在2015年人力资源社会保障部、教育部联合颁发的《关于深化中小学教师职称制度改革的指导意见》的附件《中小学教师水平评价基本标准条件》中明确规定，除拥有较高学历，初中一级教师必须任教5年、二级教师必须任教4年、三级教师必须任教2年，才能满足更高一级教师的任职资格。

### (三) 学生信息

#### 1. 学生学业表现

CEPS在基线和追踪期均收集了学生在对应学年秋季学期期中考试中的数学、语文和英语成绩。由于每所学校同一年级的两个调查班级每门课程都使用同样的教学大纲并统一进行考试,因此,考试成绩在同一所学校内部具有可比性,是学生学业表现的一致且合理的标准。本文按学校、科目将学生成绩转换为均值为0、标准差为1的标准化分数。

#### 2. 学生特征

本文使用的学生特征包括性别、民族、户口类型、是否流动、是否寄宿、是否留守、是否为独生子女、家庭经济状况是否贫困、父母的受教育年限。为进一步控制不可观测的学生能力,学生在上初中之前的情况——包括学生是否上过学前班、小学期间是否留过级、是否转过学,以及学生六年级时的表述能力、反应能力和学习能力——也被纳入分析。表2报告了学生特征的描述性统计数据。<sup>4</sup>

表2 学生特征的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
<b>学生成绩</b>					
基线成绩	0.04	0.97	-5.63	3.44	17 649
追踪期成绩	0.05	0.98	-5.95	2.86	9 793
<b>学生特征</b>					
学生是否为男生	0.51	0.5	0	1	17 649
学生是否为少数民族	0.09	0.28	0	1	17 649
学生是否为农业户口	0.49	0.5	0	1	17 649
学生是否为迁移流动状态	0.2	0.4	0	1	17 649
学生是否寄宿	0.24	0.43	0	1	17 649
学生是否留守	0.13	0.33	0	1	17 649
学生是否独生子女	0.47	0.5	0	1	17 649
学生家庭经济状况是否贫困	0.18	0.39	0	1	17 649
父亲受教育年限	10.59	3.12	0	16	17 649
母亲受教育年限	9.88	3.55	0	16	17 649
学生是否上过学前班	0.82	0.38	0	1	17 649
学生小学期间是否留过级	0.13	0.33	0	1	17 649
学生小学期间是否转过学	0.26	0.44	0	1	17 649
学生六年级时的表述能力	3.14	0.80	1	4	17 649
学生六年级时的反应能力	3.05	0.79	1	4	17 649
学生六年级时的学习能力	3.04	0.81	1	4	17 649

<sup>4</sup> 17 649个观测值来自5 883个学生样本,以学生-科目为单位。

### 三、研究方法

#### （一）基本回归模型

为估计教师职称对学生学业表现的影响，本文构建如下回归模型：

$$Y_{icsj} = \alpha + \beta R_{csj} + \gamma W_{ics} + \delta T_{csj} + \lambda_s + \mu_j + \epsilon_{icsj}, \quad (1)$$

其中， $Y_{icsj}$ 表示学生*i*在*s*学校*c*班级*j*学科的标准成绩。 $R_{csj}$ 是教师职称变量， $W_{ics}$ 和 $T_{csj}$ 分别表示学生和教师的控制变量。 $\lambda_s$ 表示学校固定效应， $\mu_j$ 代表学科固定效应， $\epsilon_{icsj}$ 表示误差项。

评估教师职称影响的一大挑战是学生与学校间选择的内生性问题（Tiebout sorting），即学生对学校的选择可能是不随机的。由于CEPS在每所学校同一年级调查了两个不同班级，本文在基本回归模型中加入了学校固定效应 $\lambda_s$ ，使用学校内部不同班级的差异估计教师职称对学生学业表现的影响。第二大挑战是存在学生与教师间的自选择问题，例如学业表现较好的学生可能会被分配给职称较高的教师，这会导致估计结果高估了教师职称对学生学业表现的影响。文献中常用的解决方法是将样本限定于将学生随机分班的学校（Carrell et al., 2008；Gong et al., 2018）。本文延用了这一方法，在基本回归中关注随机分班的样本。接下来的两个小节将具体介绍样本学生如何被分配到班级，并对随机分班后的样本进行平衡性检验。另外，一系列丰富的学生特征 $W_{ics}$ 与任课教师特征 $T_{csj}$ 进一步解释了样本差异，提高了估计精度。

#### （二）班级分配和回归样本

本文的主要识别策略是利用随机分班将教师职称看作影响学生学业表现的外生变量，因此了解学生和教师、班级的匹配过程对估计至关重要。在我国，学校分班的依据包括入学考试的成绩、户籍、就读小学等。

最近几年越来越多的学校开始采用随机分班的方式。教育部和地方政府发文鼓励这种做法，以确保教育公平。<sup>5</sup>采用随机分配的学校通常依靠计算机程序来实现随机分配，或者当招生规模较小且易于管理时，新生的家长会邀请抽签来决定孩子的班级。学生被分配到班级后，老师抽签决定他们在哪些班级授课（Gong et al., 2018）。

CEPS项目收集了学校关于班级分配的信息，校长报告了学校对新生编排班级的标准是根据入学考试成绩、户籍所在地、随机或平均分配还是其他方式来进行。本文主要关注以随机分配为标准的学校，按照这个标准，限定随机分配班级后的样本包含了88所学校172个班级的5883名学生，约占CEPS原始样本的62.3%。本文选取的样本中每个学生都被随机分配至任课教师，缓解了学生与不同职称教师间存在的自选择问题。

#### （三）样本随机分班的平衡性检验

为验证样本学生是随机分配的，本文使用学生基线特征在不同职称的教师间进行平

<sup>5</sup> “中共中央国务院关于深化教育教学改革全面提高义务教育质量的意见”，[http://www.gov.cn/zhengce/2019-07/08/content\\_5407361.htm?trs=1](http://www.gov.cn/zhengce/2019-07/08/content_5407361.htm?trs=1)；“陕西省教育厅关于做好陕西省义务教育学校招生入学管理工作的通知”，<http://jyt.shaanxi.gov.cn/news/jiaoyutingwenjian/202004/08/16917.html>，访问时间：2022年11月20日。

衡性检验。如果分配过程的确是随机的,那么不同职称的教师所分配到的学生特征应该是相似的。参照现有相关文献的做法(Gong et al., 2018),本文将教师职称这一变量对学生基线特征进行线性回归(因变量为教师职称,0=三级,1=二级,2=一级,3=高级;自变量为表2中的学生特征),由于教师职称和学生特征可能都与学校特征相关(如好学校的教师职称高、学生家庭背景也更优),应使用各个学校内部的差异来度量学生特征对教师选择的影响,因此使用学校固定效应进行估计。平衡性检验的结果显示,学生的基线特征在统计学上均不显著( $p > 0.1$ ),且联合显著性检验的 $p$ 值为0.357。<sup>6</sup>这表明在学校内部,随机分班使学生基线特征在不同职称的教师间平衡,学生的特征与教师职称不相关。

## 四、实证结果分析

### (一) 基本回归结果

表3报告了教师职称对学生学业表现影响的估计结果。第(1)–(3)列表示对基线成绩的影响,第(4)–(6)列表示对追踪期成绩的影响。所有的回归都包括学科固定效应与学校固定效应。第(1)、(4)列的回归不包含任何控制变量,第(2)、(5)列的回归只控制了学生特征,第(3)、(6)列的回归同时控制了学生特征与其他教师特征。

基本回归结果显示,无论是在基线还是追踪期,同时控制教师特征和学生特征、只控制学生特征或均不控制的估计,教师职称对学生学业表现都有显著影响。虽然教师职称的评定受教龄、荣誉等因素的影响,但回归结果对是否控制这些因素稳健;并且在控制了教师职称之后,教龄、是否获得优秀教师称号等变量均不显著,说明教师职称作为衡量教师质量的一个综合指标,在提高学生成绩方面优于其他教师特征指标。第(3)列回归结果显示<sup>7</sup>,相比于三级教师,二级教师、一级教师、高级教师均显著提高了学生的学业表现,提高幅度分别为0.178、0.241、0.219个标准差,均在1%的水平上显著。

通过对第(3)列回归的系数进行检验发现,一级教师与二级教师的系数在统计上具有显著差异( $F=5.67$ ,  $p=0.018$ ),但高级教师与二级教师、高级教师与一级教师的系数在统计上无显著差异。这表明,从教师职业阶梯的角度来看,二级教师比三级教师表现更优、一级教师比二级教师表现更优,但高级教师的表现并没有更优。总体而言,职称较高的教师更能提高学生的学业表现,但高级教师提升作用有所下降,估计方差也更大。这一结果可能与职称晋升体系能上不能下的特点有关。虽然政策文件中多次强调建立岗位能上能下的动态调节机制,但由于人情等非正式制度的影响,实践中很少有学校对教师进行降级聘任或转岗。高级职称教师缺乏退出或降级聘任制度,存在长期占用岗位但工作懈怠的现象。在一项针对11个省的抽样调查中,65.8%的被调查校长表示已聘高级岗位的教师工作积极性不高(李廷洲等,2018)。这一结果也与员工激励领域的相关文献一致。正如前文所述,由于职称晋升有年龄限制,获得高级职称

<sup>6</sup> 限于篇幅无法详细展示结果表格,如有需求可向作者索取。

<sup>7</sup> 由于学生在七年级升入八年级时存在班级分班、合并和任课教师变动的情况,在对追踪期成绩影响的分析中需要保留在两学年中没有进行班级分班、合并且科目教师不变的学生数据,样本量减少了将近一半,所以在讨论教师职称影响大小时主要以基线成绩为主。

的教师同时也是教龄比较长的教师。一般来说，职级较高或经验较长的员工往往获得比他们的实际生产率更高的回报，其实质是员工与用人单位之间的一种隐性合同，激励职级较低或职业生涯早期的员工投入更多的努力（Lazear, 1981；De Hek and Van Vuuren, 2011）。

表 3 基本回归结果

	基线成绩			追踪期成绩		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
教师职称（以三级教师为基准）						
二级教师	0.170*** (0.056)	0.148*** (0.051)	0.178*** (0.062)	0.316** (0.134)	0.267** (0.114)	0.364** (0.137)
一级教师	0.226*** (0.056)	0.194*** (0.051)	0.241*** (0.066)	0.324** (0.139)	0.262** (0.118)	0.370** (0.144)
高级教师	0.184*** (0.062)	0.155*** (0.055)	0.219*** (0.079)	0.308** (0.139)	0.253** (0.117)	0.371** (0.167)
学生是否为男生		-0.432*** (0.023)	-0.432*** (0.023)		-0.443*** (0.029)	-0.443*** (0.029)
学生是否为少数民族		0.055 (0.062)	0.055 (0.062)		0.078 (0.060)	0.076 (0.060)
学生是否为农业户口		0.031 (0.026)	0.031 (0.026)		0.038 (0.034)	0.039 (0.034)
学生是否流动		0.060* (0.031)	0.060* (0.031)		0.058 (0.036)	0.059 (0.036)
学生是否寄宿		0.078* (0.042)	0.078* (0.042)		0.076 (0.055)	0.069 (0.053)
学生是否留守		-0.076* (0.041)	-0.077* (0.041)		-0.074 (0.049)	-0.074 (0.049)
学生是否为独生子女		0.078*** (0.029)	0.079*** (0.029)		0.048 (0.033)	0.049 (0.033)
学生家庭是否贫困		-0.038 (0.029)	-0.038 (0.029)		-0.011 (0.041)	-0.010 (0.041)
学生父亲受教育年限		0.021*** (0.005)	0.021*** (0.005)		0.026*** (0.006)	0.026*** (0.006)
学生母亲受教育年限		0.012** (0.005)	0.012** (0.005)		0.016** (0.006)	0.015** (0.006)
学生是否上过学前班		0.155*** (0.029)	0.156*** (0.029)		0.156*** (0.037)	0.156*** (0.037)
学生小学期间是否留过级		-0.215*** (0.039)	-0.215*** (0.039)		-0.202*** (0.056)	-0.202*** (0.056)



(续表)

	基线成绩			追踪期成绩		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
学生小学期间是否转过学		0.067*** (0.024)	0.067*** (0.024)		0.066** (0.031)	0.066** (0.031)
学生六年级时的表述能力		-0.061*** (0.016)	-0.061*** (0.016)		-0.058*** (0.020)	-0.058*** (0.019)
学生六年级时的反应能力		-0.011 (0.018)	-0.011 (0.018)		-0.033 (0.024)	-0.034 (0.024)
学生六年级时的学习能力		0.239*** (0.019)	0.239*** (0.019)		0.255*** (0.026)	0.255*** (0.026)
教师是否为男性			-0.056** (0.025)			-0.083** (0.040)
教师教龄			-0.001 (0.002)			-0.001 (0.004)
教师是否为本科学历			0.032 (0.028)			-0.014 (0.037)
教师是否获得教学奖励			0.039 (0.037)			-0.092* (0.048)
教师是否师范类院校毕业			-0.059 (0.038)			-0.030 (0.090)
教师是否为班主任			0.045*** (0.014)			0.063*** (0.020)
教师是否获得优秀教师称号			0.000 (0.020)			0.030 (0.029)
教师是否兼任行政职务			-0.022 (0.049)			0.092 (0.059)
教师是否有事业编制			-0.063 (0.070)			-0.027 (0.090)
学科固定效应	是	是	是	是	是	是
学校固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	17 649	17 649	17 649	9 793	9 793	9 793
R平方	0.006	0.103	0.105	0.023	0.127	0.129

注：考试成绩按科目和学校进行标准化，取均值为0，标准差为1。括号内为稳健的标准误，在班级层面聚类。

进一步，本文考察了在两学年调查期间获得职称晋升的教师对于学生学业表现的额外影响。教师职称是一个动态的结果，职称晋升与教师考核的结果有关。在晋升锦标赛激励中，获得晋升一方面代表员工在同级员工中表现更优，另一方面作为一种隐含的对绩效的奖励承诺，也能促进员工为获得晋升更努力地工作。因此，如果职称体系起作

用，相对于同级教师，获得晋升的教师的学生的成绩可能更优（即使是晋升前）。由于 CEPS 的追踪是基于学生进行的，无法直接获得教师的职称晋升信息，因此将样本限定于没有更换教师的学生，通过比较两期同一教师职称的变化，生成了一个教师在此期间职称是否晋升的虚拟变量。<sup>8</sup>将该虚拟变量与基线时教师职称的虚拟变量的交互项加入基本回归模型中，交互项系数可表明该职称获得晋升的教师对学生学业表现产生的额外影响，具体结果见表 4。结果显示，在两学年调查期间职称晋升至一级的二级教师相比未晋升的二级教师对学生基线和追踪期成绩均有显著的正向影响，基线提高幅度为 0.202 个标准差，追踪期为 0.213 个标准差。

这一额外影响可能来源于两个因素：一是教师为了晋升付出了额外的努力（激励效应）；二是晋升意味着该教师是同级教师中较为优秀的个体（选择效应）。本文将教师的各项特征（教龄、学历、获奖经历、是否为师范毕业生、是否为班主任、是否兼任行政职务）以及教学投入（每周工作时间、是否与同事讨论教学事宜）对职称和晋升交互项进行回归，并进一步控制学科固定效应和学校固定效应，结果见表 5。结果显示，职称更高的教师每周工作时间更长、教龄更高且获得了更多的教学奖励。然而，是否晋升和这些特征及投入变量没有一致显著的相关性。这可能是由于样本量较小导致估计误差过大，但同时也可能说明，对教师晋升的决策与可观测的特征和投入无关，反映的是不可观测的能力。

表 4 教师职称晋升对学生学业表现的影响

	基线成绩	追踪期成绩
	(1)	(2)
教师职称（以三级教师为基准）		
二级教师	0.443** (0.173)	0.357** (0.172)
一级教师	0.513*** (0.179)	0.411** (0.179)
高级教师	0.514*** (0.195)	0.425** (0.196)
是否为三级×是否晋升（1=是）	-0.091 (0.154)	-0.043 (0.155)
是否为二级×是否晋升（1=是）	0.202*** (0.069)	0.213*** (0.059)
是否为一级×是否晋升（1=是）	-0.079* (0.043)	-0.023 (0.039)
学生特征	是	是
教师特征	是	是

<sup>8</sup> 两学年均在同一班级授课的教师中，有 11.54% 的教师追踪期职称得到晋升，其中，基线时为三级职称的占比 30.31%，二级职称的占比 48.48%，一级职称的占比 21.21%。职称得到晋升的三级教师占三级教师总数的 16.13%，晋升的二级教师占二级教师总数的 8.08%，晋升的一级教师占一级教师总数的 2.86%。

(续表)

	基线成绩	追踪期成绩
	(1)	(2)
学科固定效应	是	是
学校固定效应	是	是
观测值	9 500	9 500
R 平方	0.126	0.129

注：教师职称是否晋升指在第二期调查时该教师的职称是否比第一期调查时更高。考试成绩按科目和学校进行标准化，取均值为0，标准差为1。学生特征和教师特征同表3。括号内为稳健的标准误，在班级层面聚类。

三级教师晋升对于学生学业表现没有额外影响也较符合预期。在实践中，三级教师是初级的职称，满足较短的教学年限之后一般都能升入二级教师<sup>9</sup>，因此激励和筛选效应可能都不强。而从二级教师晋升为一级教师则是教师职业生涯的关键一步，具有更显著的影响。值得注意的是，晋升高级职称的一级教师相比于未晋升高级的一级教师对学生成绩有负面影响（在10%的水平上显著），这说明教学业绩可能不是影响一级教师晋升的决定性因素。结合表5中列（7）的结果——晋升高级职称的一级教师担任行政职务的可能性是最高的，说明晋升很可能是担任行政职务的结果；而担任行政职务会影响教师对教学的投入。该结果说明职称制度在相对较高的职称评选中存在一定的弊病，这也与前文中提到的一般企业在激励工龄和职级相对较高的员工时存在的问题相一致。

表5 教师特征和投入与职称和晋升的关系

	教龄	是否为 本科学历	是否获 得教学 奖励	是否为 师范类 毕业生	是否为 班主任	是否获得 优秀教师 称号	是否兼 任行政 职务	每周工作 时间(上 课、备课、 批改)	是否经常 与同事讨 论教学 事宜
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
教师职称（以三级教师为基准）									
二级教师	7.355*** (2.132)	-0.0818 (0.192)	0.516*** (0.124)	-0.0583 (0.0796)	0.162 (0.226)	-0.0240 (0.196)	0.0612 (0.0728)	24.93* (11.58)	-0.0482 (0.0687)
一级教师	15.24*** (2.111)	-0.291 (0.191)	0.628*** (0.123)	-0.0423 (0.0788)	0.187 (0.224)	0.0582 (0.194)	0.0169 (0.0721)	29.74** (11.38)	-0.0690 (0.0681)
高级教师	24.24*** (2.162)	-0.406* (0.195)	0.655*** (0.126)	0.0381 (0.0807)	0.142 (0.230)	0.0670 (0.199)	0.0955 (0.0738)	27.24* (11.67)	-0.0564 (0.0697)
是否为三级×是否晋 升(1=是)	3.556 (2.925)	0.00624 (0.264)	-0.149 (0.171)	-0.270** (0.109)	0.0236 (0.311)	-0.287 (0.269)	0.0464 (0.0998)	27.57* (15.70)	-0.0466 (0.0943)
是否为二级×是否晋 升(1=是)	4.132** (1.789)	-0.132 (0.162)	0.073 (0.104)	0.0483 (0.0668)	0.292 (0.190)	0.248 (0.165)	-0.0532 (0.0611)	9.059 (10.05)	0.0179 (0.0585)
是否为一级×是否晋 升(1=是)	1.884 (2.891)	-0.123 (0.261)	-0.172 (0.169)	0.0280 (0.108)	-0.211 (0.307)	0.245 (0.266)	0.193* (0.0987)	-4.746 (15.46)	0.0166 (0.0932)

<sup>9</sup> 参见2015年人力资源社会保障部、教育部联合颁发的《关于深化中小学教师职称制度改革的指导意见》。

(续表)

	教龄	是否为 本科学历	是否获 得教学 奖励	是否为 师范类 毕业生	是否 为班 主任	是否获得 优秀教 师称 号	是否兼 任行政 职务	每周工作 时间(上 课、备课、 批改)	是否经常 与同事讨 论教学 事宜
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
学科固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
学校固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	279	279	279	279	279	279	279	275	278
R 平方	0.783	0.458	0.519	0.514	0.196	0.412	0.380	0.281	0.383

注：教师职称是否晋升指在第二期调查时该教师的职称是否比第一期调查时更高。括号内为标准误，在学校层面聚类。

## (二) 稳健性检验

### 1. 分科目影响

本文的基本回归结果是将三门科目集中在一起估计教师职称对学生学业表现的平均影响效应。在这一小节，本文估计了不同科目教师的职称对对应科目成绩的影响，回归结果见表 6。通过回归结果以及系数检验发现，在基线，教师职称对数学成绩有显著影响且随着教师职称的提高对数学成绩的影响是递增的，一级教师与二级教师、高级教师与二级教师的系数在统计上均具有显著差异，高级教师能将学生的数学成绩提高 0.7 个标准差；在追踪期，职称较高的教师对数学科目成绩的影响也是逐级递增。同样的，教师职称对语文、英语成绩的影响也均为正。

表 6 稳健性检验：按科目分开

	基线			追踪期		
	数学成绩	语文成绩	英语成绩	数学成绩	语文成绩	英语成绩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
教师职称（以三级教师为基准）						
二级教师	0.349** (0.166)	0.249 (0.180)	0.216* (0.116)	0.273 (0.408)	0.761*** (0.278)	0.712* (0.422)
一级教师	0.586*** (0.156)	0.341 (0.206)	0.364** (0.144)	0.450 (0.357)	0.580* (0.339)	1.006** (0.400)
高级教师	0.702*** (0.190)	0.275 (0.210)	0.363 (0.237)	0.600 (0.444)	0.555 (0.450)	1.537*** (0.383)
学生特征	是	是	是	是	是	是
教师特征	是	是	是	是	是	是
学校固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5 858	5 925	5 866	3 168	3 512	3 133
R 平方	0.036	0.118	0.112	0.067	0.140	0.150

注：考试成绩按学校进行标准化，取均值为 0，标准差为 1。学生特征和教师特征同表 3。括号内为稳健的标准误，在班级层面聚类。

## 2. 加入非随机分班的样本进行回归估计

使用两期数据中包含了非随机分班的所有107所学校209个班级7267名七年级学生的全部样本进行估计,结果发现,使用全部样本估计的结果与限定随机分班条件的估计结果相似且显著,但估计系数变小了约6%~42%<sup>10</sup>,这说明如果不将样本限定在随机分班条件下,可能会低估教师职称对学生学业表现的影响。

## 3. 跨学科学生固定效应模型

一些研究者通过建立跨学科学生固定效应模型来解决学生与教师间不随机匹配的内生问题(Dee, 2005; Clotfelter et al., 2010)。该模型通过在回归中加入学生固定效应,利用同一学生不同科目间成绩和教师特征的变异来解决估计问题,可以消除不可观测的、不随学科变化的与学生个体有关的特征的潜在混淆影响,但前提是除个体固定效应之外同一个体不同学科的误差项应满足严格外生性,与不同科目教师职称不相关。然而这一假定不一定能满足,比如家长会更关注学生的弱势学科,要求学生分入水平更高的科目教师的班级里,因此本文的基本回归利用了更为外生的随机分班方法进行识别。使用跨学科学生固定效应模型的结果与基本回归结果相似,教师职称对学生学业表现有正向影响,职称较高的教师会显著提高学生学业表现。<sup>11</sup>

## 4. 使用班级平均成绩以教师为观测值进行回归估计

使用每个科目的班级平均成绩,以各科目教师为观测值进行回归估计来检验基本回归结果的稳健性。回归结果与基本回归相一致,教师职称对班级平均成绩有积极影响,职称较高的教师能显著提高班级的平均成绩,见表7。

表7 稳健性检验:以教师为观测值

	基线班级平均成绩 (1)	追踪期班级平均成绩 (2)
教师职称(以三级教师为基准)		
二级教师	0.145* (0.085)	0.480** (0.212)
一级教师	0.243*** (0.085)	0.511** (0.230)
高级教师	0.220** (0.105)	0.492* (0.280)
教师特征	是	是
学科固定效应	是	是
学校固定效应	是	是
观测值	486	239
R平方	0.102	0.445

注:教师特征同表3。括号内为稳健的标准误,在学校层面聚类。

<sup>10</sup> 限于篇幅无法详细展示结果表格,如有需求可向作者索取。

<sup>11</sup> 限于篇幅无法详细展示结果表格,如有需求可向作者索取。

## 五、异质性分析

表3基本回归的结果反映了教师职称对学生学业表现的平均影响。本部分将检验这种影响是否会因学生的背景不同而不同，包括学生的学业表现、父母受教育年限、家庭经济状况是否贫困、是否寄宿、是否留守等方面。表8的结果显示，教师职称对学困生和弱势学生学业表现的影响都更强。这是由于学校资源与家庭资源具有替代性，弱势学生对学校投入会更为敏感，在学业发展中更容易受到教师的影响。这与之前许多关于学校投入对学业表现影响的研究结论一致。<sup>12</sup>

## 六、结论与讨论

本文采用中国教育追踪调查（CEPS）数据，估计了教师职称对初中学生学业表现的影响。研究表明，教师职称对学生学业表现有积极影响，职称较高的教师能显著提高学生的学业表现。在控制了教师的教龄、学历等影响学生成绩的可能因素后，相比于三级教师，二级教师、一级教师和高级教师分别能将学生成绩多提高0.178、0.241、0.219个标准差；一级教师显著优于二级教师，二级教师显著优于三级教师；在两学年调查期间职称晋升至一级的二级教师相比未晋升的同级教师能将学生成绩多提高0.202个标准差。异质性分析结果发现，职称较高的教师对学困生和弱势群体学生学业表现的影响更大。

本文首次证明了教师职称制度——一项我国独有的基于相对绩效激励的教师评价体系——在全国范围内对于预测初中学生学业表现的有效性。本文结果表明，职称体系之所以能在义务教育体系中发挥作用，与晋升锦标赛在其他组织中产生作用的机制相类似——作为一项长期的评价和激励体系，锦标赛激励通过识别出更高绩效的员工（无论更高的绩效是由于员工努力工作还是由于员工本身的能力更强），促进组织业绩的提升。

但限于数据的可得性，本文的不足之处主要是无法说明教师职称产生作用的更详细的机制。同时当前研究对于这一制度的讨论还不够详细，其他学者在经济学视角下对这一制度的研究也十分匮乏，有必要对这一制度从更多角度进行更充分的研究。结合本文不足，未来的研究可能包括如下视角：

（1）职称制度存在的问题。本文的结果显示，在许多情况下，高级教师对于学生学业表现的影响并未优于一级教师甚至二级教师；同时，在调查期内晋升到高级职称的教师的表现甚至略低于同期未晋升的一级教师。这与一些实证研究中关于高级职称的教师工作懈怠的描述相一致（李廷洲等，2018）。另外，晋升到高级的一级教师较多担任行政职务，这也反映了职称评定中可能存在的弊病。如何应对职称评定过程中存在的问题、

<sup>12</sup> 本文还对学生性别、户口类型、是否为独生子女进行了异质性分析，结果与表8结果类似，职称较高的教师对相对较弱势群体的学生学业表现影响更大。常芳等（2018）针对西部农村216所学校的研究指出，对教师进行增加值百分位的绩效激励对学困生的学业表现作用更大。Krueger（1999）的研究发现，班级规模对少数民族裔和贫困学生影响程度更大。Alon（2011）发现对经济拮据的学生进行财政援助可以提高其学习毅力，将分配给富裕学生的一部分财政援助转移至经济拮据的学生，可以缩小小学生学习毅力间的差距。

表 8 异质性分析

	成绩 < 25%		成绩中间 50%		成绩 > 75%		父母受教育年限 ≤ 9		父母受教育年限 > 9		家庭经济困难		家庭经济非贫困		寄宿		非寄宿		留守		非留守			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)		
教师职称 (以三级教师为基准)																								
二级教师	0.253** (0.107)	0.195*** (0.064)	0.144** (0.066)	0.229** (0.096)	0.147** (0.060)	0.264** (0.114)	0.158** (0.062)	0.167* (0.096)	0.187*** (0.070)	0.262** (0.108)	0.176*** (0.062)	0.262** (0.108)	0.187*** (0.070)	0.262** (0.108)	0.176*** (0.062)	0.262** (0.108)	0.187*** (0.070)	0.262** (0.108)	0.176*** (0.062)	0.262** (0.108)	0.176*** (0.062)	0.262** (0.108)	0.176*** (0.062)	
一级教师	0.329*** (0.117)	0.277*** (0.067)	0.173** (0.070)	0.305*** (0.101)	0.194*** (0.067)	0.318*** (0.121)	0.221*** (0.067)	0.219* (0.112)	0.232*** (0.074)	0.366*** (0.123)	0.237*** (0.066)	0.366*** (0.123)	0.232*** (0.074)	0.366*** (0.123)	0.237*** (0.066)	0.366*** (0.123)	0.232*** (0.074)	0.366*** (0.123)	0.237*** (0.066)	0.366*** (0.123)	0.237*** (0.066)	0.366*** (0.123)	0.237*** (0.066)	0.366*** (0.123)
高级教师	0.279* (0.143)	0.262*** (0.082)	0.150* (0.079)	0.302** (0.119)	0.136* (0.079)	0.307** (0.148)	0.192** (0.082)	0.285 (0.186)	0.188** (0.085)	0.310** (0.159)	0.220*** (0.078)	0.310** (0.159)	0.188** (0.085)	0.310** (0.159)	0.220*** (0.078)	0.310** (0.159)	0.188** (0.085)	0.310** (0.159)	0.220*** (0.078)	0.310** (0.159)	0.220*** (0.078)	0.310** (0.159)	0.220*** (0.078)	0.310** (0.159)
观测值	4 213	8 878	4 558	8 678	8 971	3 251	14 398	4 208	13 441	2 213	15 436	4 208	13 441	2 213	15 436	4 208	13 441	2 213	15 436	4 208	13 441	2 213	15 436	
R 平方	0.102	0.073	0.168	0.128	0.115	0.143	0.110	0.124	0.119	0.197	0.108	0.124	0.119	0.197	0.108	0.124	0.119	0.197	0.108	0.124	0.119	0.197	0.108	
教师职称 (以三级教师为基准)																								
二级教师	0.558 (0.343)	0.447*** (0.138)	0.128 (0.121)	0.580*** (0.147)	0.226 (0.160)	0.737*** (0.187)	0.267* (0.138)	0.429*** (0.159)	0.333* (0.175)	0.588*** (0.170)	0.345** (0.145)	0.588*** (0.170)	0.333* (0.175)	0.588*** (0.170)	0.345** (0.145)	0.588*** (0.170)	0.333* (0.175)	0.588*** (0.170)	0.333* (0.175)	0.588*** (0.170)	0.333* (0.175)	0.588*** (0.170)	0.333* (0.175)	0.588*** (0.170)
一级教师	0.589 (0.364)	0.463*** (0.146)	0.137 (0.131)	0.613*** (0.154)	0.194 (0.167)	0.687*** (0.200)	0.284* (0.147)	0.531*** (0.183)	0.276 (0.179)	0.608*** (0.191)	0.348** (0.150)	0.608*** (0.191)	0.276 (0.179)	0.608*** (0.191)	0.348** (0.150)	0.608*** (0.191)	0.276 (0.179)	0.608*** (0.191)	0.276 (0.179)	0.608*** (0.191)	0.276 (0.179)	0.608*** (0.191)	0.276 (0.179)	0.608*** (0.191)
高级教师	0.495 (0.394)	0.478*** (0.178)	0.162 (0.148)	0.633*** (0.201)	0.157 (0.178)	0.782*** (0.250)	0.268 (0.169)	0.700** (0.332)	0.246 (0.191)	0.755*** (0.299)	0.348** (0.166)	0.755*** (0.299)	0.246 (0.191)	0.755*** (0.299)	0.348** (0.166)	0.755*** (0.299)	0.246 (0.191)	0.755*** (0.299)	0.246 (0.191)	0.755*** (0.299)	0.246 (0.191)	0.755*** (0.299)	0.246 (0.191)	0.755*** (0.299)
观测值	2 270	4 991	2 532	4 450	5 343	1 600	8 193	2 301	7 492	1 082	8 711	2 301	7 492	1 082	8 711	2 301	7 492	1 082	8 711	2 301	7 492	1 082	8 711	
R 平方	0.198	0.080	0.143	0.164	0.131	0.189	0.130	0.150	0.143	0.174	0.134	0.150	0.143	0.174	0.134	0.150	0.143	0.174	0.134	0.150	0.143	0.174	0.134	
学生特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
教师特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
学科固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
学校固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	

注: 考试成绩按科目和学校进行标准化, 取均值为 0, 标准差为 1。学生特征和教师特征同表 3。括号内为稳健的标准误, 在班级层面聚类。

对职称较高的教师进行激励是一个值得关注的话题。

(2) 职称制度产生激励作用的详细机制和长期影响。职称晋升对教师的影响是一个连续的动态过程，在晋升周期的不同阶段对教师的影响可能十分复杂。如本研究显示，在调查期内晋升到一级的二级教师比其他未晋升的二级教师表现更好，但现有数据无法说明，这是教师为了获得晋升而进行的“一次性”的努力还是教师的能力有所提高，其质量的改善是否具有长期稳定的效果。此外，针对人才的激励对于人才选择从事某项专业有重要影响（宋弘和陆毅，2020）。职称制度作为一种激励制度，必然不仅对现有教师的绩效产生影响，也会对教师进入和流出行业的决定产生影响，需要依据更详细的关于教师劳动力市场的数据进行更为深入的探讨。

(3) 职称制度的外部有效性，尤其是在小学阶段的有效性。周黎安（2007）认为，锦标赛激励能够有效的一个重要前提是存在一些客观、可衡量的绩效指标能够衡量参与者的绩效并获得参与者的广泛认同。当前我国初中升高中面临激烈的竞争，学生的学业表现即是校长、老师、家长等利益相关方共同认可的衡量教师水平的一把标尺，同时校长作为更高一级的代理人也有动机通过职称评定对能够提升学生学业表现的教师进行奖励，因此教师职称能够较好地反映教师质量。而小学升初中是义务教育法的强制规定，升学压力不强，教师的绩效目标不明确，在这种情况下教师职称的评审很可能沦为论资排辈或人情关系的产物，高职称的教师能否有效提高小学生成绩有待进一步研究的确认。

## 参 考 文 献

- [1] Alon, S., “Who Benefits Most from Financial Aid? The Heterogeneous Effect of Need-Based Grants on Students College Persistence”, *Social Science Quarterly*, 2011, 92 (3), 807-829.
- [2] Atkinson, A., S. Burgess, B. Croxson, P. Gregg, C. Propper, H. Slater, and D. Wilson, “Evaluating the Impact of Performance-Related Pay for Teachers in England”, *Labour Economics*, 2009, 16 (3), 251-261.
- [3] Campbell, D., “Nonfinancial Performance Measures and Promotion-Based Incentives”, *Journal of Accounting Research*, 2008, 46 (2), 297-332.
- [4] Carrell, S. E., R. L. Fullerton, and J. E. West, “Does Your Cohort Matter? Measuring Peer Effects in College Achievement”, *Journal of Labor Economics*, 2008, 27 (3), 439-464.
- [5] 常芳、党伊玮、史耀疆、刘承芳, “‘优绩优酬’: 关于西北农村教师绩效工资的实验研究”, 《华东师范大学学报(教育科学版)》, 2018年第4期, 第131-141+167页。
- [6] 陈先哲, “学术锦标赛制: 中国学术增长的动力机制与激励逻辑”, 《高等教育研究》, 2017年第9期, 第30-36页。
- [7] Chu, J. H., P. Loyalka, J. Chu, Q. Qu, Y. Shi, and G. Li, “The Impact of Teacher Credentials on Student Achievement in China”, *China Economic Review*, 2015, 36, 14-24.
- [8] Clotfelter, C. T., H. F. Ladd, and J. L. Vigdor, “Teacher Credentials and Student Achievement in High School: A Cross-subject Analysis with Student Fixed Effects”, *Journal of Human Resources*, 2010, 45 (3), 655-681.
- [9] Currie, J., and D. Thomas, “Early Test Scores, School Quality and SES: Longrun Effects on Wage and Employment Outcomes”, *Research in Labor Economics*, 2001, 20, 103-132.
- [10] Darling-Hammond, L., “Teacher Quality and Student Achievement: A Review of State Policy Evidence”, *Education Policy Analysis Archives*, 2000, 8, 1.
- [11] De Hek, P., and D. Van Vuuren, “Are Older Workers Overpaid? A Literature Review”, *International Tax and*



- Public Finance*, 2011, 18 (4), 436-460.
- [12] Dee, T. S., "A Teacher Like Me: Does Race, Ethnicity, or Gender Matter?", *American Economic Review*, 2005, 95 (2), 158-165.
- [13] Doll, Jr. W. E., "Complexity and the Culture of Curriculum", *Complicity: An International Journal of Complexity and Education*, 2012, 9 (1), 10-30.
- [14] Fryer, R. G., "Teacher Incentives and Student Achievement: Evidence from New York City Public Schools", *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (2), 373-407.
- [15] Gong, J., Y. Lu, and H. Song, "The Effect of Teacher Gender on Students' Academic and Noncognitive Outcomes", *Journal of Labor Economics*, 2018, 36 (3), 743-778.
- [16] Hanushek, E. A., "Chapter 13-Education Production Functions", In: Bradley, S., and C. Green (eds.), *The Economics of Education* (Second Edition). London: Academic Press, 2020, 161-170.
- [17] Hanushek, E. A., "Economic Growth in Developing Countries: The Role of Human Capital", *Economics of Education Review*, 2013, 37, 204-212.
- [18] 胡耀宗、童宏保, "义务教育教师绩效工资政策执行中的问题及解决策略", 《教师教育研究》, 2010年第4期, 第34—38页。
- [19] Kane, T. J., and D. O. Staiger, "Gathering Feedback for Teaching: Combining High-Quality Observations with Student Surveys and Achievement Gains", *Research Paper, MET Project, Bill & Melinda Gates Foundation*, 2012.
- [20] Kane, T. J., J. E. Rockoff, and D. O. Staiger, "What Does Certification Tell Us about Teacher Effectiveness? Evidence from New York City", *Economics of Education Review*, 2008, 27 (6), 615-631.
- [21] Karachiwalla, N., and A. Park, "Promotion Incentives in The Public Sector: Evidence from Chinese Schools", *Journal of Public Economics*, 2017, 146, 109-128.
- [22] Krueger, A. B., "Experimental Estimates of Education Production Functions", *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114 (2), 497-532.
- [23] 李廷洲、金晨、金志峰, "中小学教师职称改革成效如何? ——基于多元评估理论的政策评估研究", 《教育发展研究》, 2018年第18期, 第17—23页。
- [24] 林浚清、黄祖辉、孙永祥, "高管团队内薪酬差距、公司绩效和治理结构", 《经济研究》, 2003年第4期, 第31—40+92页。
- [25] Lazear, E. P., and S. Rosen, "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts", *Journal of Political Economy*, 1981, 89 (5), 841-864.
- [26] Lazear, E. P., "Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions", *American Economic Review*, 1981, 71 (4), 606-620.
- [27] Loyalka, P., S. Sylvia, C. Liu, J. Chu, and Y. Shi, "Pay by Design: Teacher Performance Pay Design and The Distribution of Student Achievement", *Journal of Labor Economics*, 2019, 37 (3), 621-662.
- [28] Muralidharan, K., and V. Sundararaman, "Teacher Performance Pay: Experimental Evidence from India", *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (1), 1-2.
- [29] Podgursky, M., and M. G. Springer, "Credentials Versus Performance: Review of the Teacher Performance Pay Research", *Peabody Journal of Education*, 2007, 82 (4), 551-573.
- [30] Rivkin, S. G., E. A. Hanushek, and J. F. Kain, "Teachers, Schools, and Academic Achievement", *Econometrica*, 2005, 73 (2), 417-458.
- [31] Rockoff, J. E., "The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data", *American Economic Review*, 2004, 94 (2), 247-252.
- [32] Rose, H., "Do Gains in Test Scores Explain Labor Market Outcomes?", *Economics of Education Review*, 2006, 25 (4), 430-446.
- [33] Rosen, S., "Prizes and Incentives in Elimination Tournaments", *The American Economic Review*, 1986, 76 (4), 701-715.

- [34] 宋弘、陆毅，“如何有效增加理工科领域人才供给？——来自拔尖学生培养计划的实证研究”，《经济研究》，2020年第2期，第52—67页。
- [35] 宋扬、吴若彤，“职称晋升对大学教师绩效的影响——基于某大学教师数据的实证分析”，《世界经济文汇》，2020年第3期，第77—90页。
- [36] Sunde, U., “Heterogeneity and Performance in Tournaments: A Test for Incentive Effects Using Professional Tennis Data”, *Applied Economics*, 2009, 41 (25), 3199-3208.
- [37] 徐志勇、赵志红，“北京市小学教师工作满意度实证研究”，《教师教育研究》，2012年第1期，第85—92页。
- [38] 薛海平，“西部农村初中教师素质与教育质量关系的实证研究”，《教师教育研究》，2008年第4期，第55—60页。
- [39] 阎光才，“学术等级系统与锦标赛制”，《北京大学教育评论》，2012年第3期，第8—23+187页。
- [40] 张咏梅、郝懿、李美娟，“教师因素、学生因素对学生学业成绩影响的实证研究——基于大规模测验数据的多层线性模型分析”，《教师教育研究》，2012年第4期，第56—62页。
- [41] 周黎安，“中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”，《经济研究》，2007年第7期，第36—50页。
- [42] 周权雄、朱卫平，“国企锦标赛激励效应与制约因素研究”，《经济学》（季刊），2010年第2期，第571—596页。
- [43] Zax, J. S., and D. I. Reese, “IQ, Academic Performance, Environment, and Earnings”, *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84 (4), 600-616.

## Higher Teachers' Rank, Higher Students' Scores? —An Analysis of Teacher Promotion Tournament

WU Shijin

(Shaanxi Normal University; Southwestern University  
of Finance and Economics)

LIU Han\* CHANG Fang FAN Xin  
(Shaanxi Normal University)

**Abstract:** Teachers are the key factor contributing to student achievement. We analyze the existing teacher's promotion tournament system in China and estimate the impact of teachers with different ranks on students' performance. Using representative data from China Education Panel Survey, we focus on schools where teacher-student assignments are random to solve endogeneity issue. Our results show that teachers with higher ranks can significantly improve students' test scores. The positive effect is greater for low-achieving students and disadvantaged students.

**Keywords:** teachers' rank; academic performance; promotion tournament

**JEL Classification:** I21, I28, M51

---

\* Corresponding Author: Liu Han, Center for Experimental Economics in Education, Shaanxi Normal University, No. 620 Changan Avenue (W), Changan District, Xi'an, Shaanxi 710119, China; Tel: 86-29-85318763; E-mail: liuhanecon@163.com.