

# 教师激励、基础教育发展与人力资本积累

——基于中小学教师职称制度改革的实证研究

李娟 杨晶晶 赖明勇\*

**摘要:** 本文基于 2018 年 CFPS 数据,运用双重差分法,评估了中小学教师职称制度改革对中国人力资本积累的影响。研究发现,改革后的中小学教师职称晋升激励机制显著提高了试点地区儿童成年后的人力资本水平,表现为个体受教育年限的明显增长。教师的教学质量提升是职称改革促进人力资本积累的重要传导机制。异质性分析发现,职称改革对女性及所在地区经济发展水平较低的个体影响更大。本文的研究为明确教师职称改革方向,促进基础教育公平提供了经验证据和政策启示。

**关键词:** 教师激励; 人力资本; 基础教育

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.21

## 一、引言

党的十九大报告从“建设教育强国是中华民族伟大复兴的基础工程”的战略高度肯定了教育事业优先发展的地位。同时,致力于高质量教师队伍建设,努力让每个孩子享有公平且有质量的教育是当前中国教育事业发展的应有之义。基础教育作为个人接受学校教育的起点,事关国家发展、民族未来。提高基础教育质量,确保基础教育公平对提升中国人力资本水平,进而减少贫困、促进经济发展起着至关重要的作用(汪德华等, 2019)。因此,如何发展基础教育才能更大程度地提升人力资本水平一直是学者们长期关注的重点问题(丁冬和郑风田, 2013; 尹振东和汤玉刚, 2016; Jackson et al., 2016; Atolia et al., 2019)。

不断深化教育体制改革是中国政府推动教育事业快速发展的重要手段(余宇和单大圣, 2018)。目前,关于中国基础教育改革的影响研究大多集中于学校硬件设施投入对人力资本积累及个人收入增长的影响(周波和苏佳, 2012; 汪德华等, 2019; 梁超和王素素, 2020)。Mbiti et al. (2019) 的研究发现,仅仅增加学校资源投入不能有效地提高学生成绩,限制投入有效性的一个具体因素在于教师的努力不足。教师作为教育生产函数的关键投入(Hanushek and Rivkin, 2012),是教育资源配置中至关重要的一环。但

\* 李娟、杨晶晶、赖明勇,湖南大学经济与贸易学院。通信作者及地址:李娟,湖南省长沙市岳麓区湖南大学北校区,410079;电话:13974809453;E-mail:494937929@qq.com。本文受到国家自然科学基金青年项目“全球创新链下人力资本对中国创新能力的影响研究”(72003061)、湖南省社科基金项目“湖南人才政策对技术创新的影响研究”(22YBA027)、教育部社科重大项目“美国印太经济框架研究”(22JZD042)的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议。文责自负。

目前鲜有文献从教师激励的角度考察中国基础教育政策的经济效果,有关此类政策有效性的经验证据还十分有限。

基本的激励理论表明,基于改进学习成果的教师激励措施能够对提高学生成绩起到积极作用(Jacob, 2013),已有研究大多从绩效收入的角度考察教师激励对学生成绩产生的影响(Lavy, 2002; Glewwe et al., 2010; Muralidharan and Sundararaman, 2011; Duflo et al., 2012)。尽管许多国家已经引入了与教师绩效相关的薪酬激励机制,但关于其对教育能否产生积极影响仍然存在很大的争论(Contreras and Rau, 2012)。一方面,研究发现针对教师个人的绩效工资能够激励教师提高努力程度,从而改善学生在校表现(Figlio and Kenny, 2007);另一方面,研究者认为绩效工资只能短期提高学生考试分数,而无法长期提高学生成年后的受教育水平(Neal and Schanzenbach, 2010)。

不同于绩效收入,中国政府部门通过“评职称”<sup>1</sup>对公立学校教师采取晋升锦标赛激励机制,同时包括教师在内的所有公共部门服务人员每年通过年度绩效评估竞争晋升名额(Karachiwalla and Park, 2017)。研究发现,中国公共部门的晋升治理模式对政府官员起到激励作用进而促进了中国经济的快速发展(姚洋和张牧扬, 2013)。那么与之对应,在基础教育发展领域所亟待回答的问题是:中国针对公立学校教师采取的职称晋升激励机制对改善学生成绩是否有效?这种晋升治理模式是否通过调动中小学教师积极性推动了中国基础教育事业的发展,进而促进了人力资本积累?对以上问题的回答不仅可以为教师激励与人力资本积累之间关系的相关研究提供中国证据,而且对于厘清当前中国基础教育制度的改革方向与提升基础教育质量、促进基础教育公平具有重要启示和政策意义。

本文以中国中小学教师职称制度改革(以下简称职称改革)的试点和推广作为准自然实验,利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用截面双重差分方法研究中国职称改革对人力资本积累的影响。本文的边际贡献在于:第一,本文首次基于职称改革,考察了中国针对公立学校教师采取的独特激励方式对学生成年后人力资本水平的影响,这不仅为教师激励影响学生学业表现的相关研究提供了中国证据,而且拓展了国内基础教育制度改革的评估文献。第二,本文的研究表明,如果围绕教学绩效评价,从晋升机会和职称等级上加大对中小学教师的激励力度,则能够提高中国的人力资本水平以及促进人力资本代际流动,研究结论为明确职称改革方向提供了重要参考。最后,本文为改善落后地区教师资源不足,促进地区间基础教育资源优化配置,以及受教育性别平等提供了理论依据和经验支持。

## 二、制度改革背景与理论假说

### (一) 制度改革背景

1986年5月,为了提升广大中小学教师地位,提高教师待遇,调动教师教育教学积

<sup>1</sup> “职称”一词起源于职务的名称,是评价专业技术人员专业技术水平等级的称号,教师作为专业技术人员的一类,教师职称对教师的行为和教学绩效起到全面评价的作用。

极性，国务院签发了《中学教师职务试行条例》与《小学教师职务试行条例》，初步建立起中国的中小学教师职称制度体系。这两份文件中对中小学教师的职称评定做出了明确规定，中小学教师实行的是专业技术职务聘任制度，并且将中学教师和小学教师分成两个独立的职务序列。随着中国教育事业的发展，从事基础教育行业的教师队伍逐渐壮大，相互割裂的中小学教师职称制度体系使得中小学教师职业发展受限，进而容易产生“船到码头车到站”的职业倦怠心理，大大限制了教师能动性的发挥。在此情形下，通过职称改革打破教师职业发展的“天花板”限制，提高教师积极性便显得刻不容缓。

2006年6月，《义务教育法》对义务教育阶段的教师职称制度进行了统一规定，不再将中学和小学的教师职称分成两个单独的职务序列，而是合二为一，将中小学教师职务统一划分为初级职务、中级职务和高级职务三种评定标准。在此背景下，人力资源和社会保障部于2009年年初连发两文拉开了职称改革的序幕。<sup>2</sup>经国务院批准，此次职称改革首先选取了山东潍坊、陕西宝鸡以及吉林松原作为试点地区。2011年9月，国务院常务会议决定扩大职称改革试点范围，在前期试点的基础上，在各省、自治区、直辖市选择2—3个有代表性的地级市，扩大试点工作。改革旨在充分调动广大中小学教师的积极性，为中小学评聘教师提供基础和依据，为全面实施素质教育提供制度保障和人才支持。其中，改革的重点包括三个方面：一是建立统一的中小学教师职称制度体系，并在此基础上提高职称上限。表1展示了改革前和改革后中小学教师职称的对比情况，改革后在原来职称等级的基础之上增设正高级，加大对教师的晋升激励力度。二是创新中小学教师职称评价机制，完善评价标准。主要表现在改变原先过分强调教师学历与论文发表的倾向，在职称评定中更加注重教育教学的工作实绩和实践经历。三是鼓励跨校竞聘，提高教师岗位流动性，尤其是对流向农村及偏远地区的教师在职称评定中予以优先。

两轮改革试点共涉及30个省、自治区、直辖市的109个地级市，11万余所中小学校，387万名中小学教职工（谢晶，2019，第154页）。在第二轮扩大试点过程中，329.3万名中小学教师按照统一后的职称序列进行了职称过度，按照新的评价标准和办法新晋升正高级教师806名，高级教师3.98万名。<sup>3</sup>改革后“孩子王”也能当教授，极大地调动了基层教师的积极性。如最早开始改革试点的城市——宝鸡市，改革后小学教师调任中学教师不再受到职称序列不同的限制，无论身处何岗，只要符合条件都能当上“正教授”，为中小学教师的流动与晋升提供了制度保障。与此同时，改革也在很大程度上提高了农村落后地区的师资力量。如吉林省在扩大试点的过程中择优选聘6名正高级和146名高级特设岗位教师到县乡基层一线的薄弱学校任教。评定中小学教师正高级职称时，一线教师的比例占推荐人员的70%以上，且评上正高级的教师，每月工资在原来的基础之上上涨了1000多元。<sup>4</sup>

<sup>2</sup> 《深化中小学教师职称制度改革试点指导意见》（人社部发〔2009〕13号），《深化中小学教师职称制度改革试点工作方案》（人社部发〔2009〕29号）。

<sup>3</sup> 数据来源：中国人力资源和社会保障局，[https://www.sohu.com/a/56763370\\_227078](https://www.sohu.com/a/56763370_227078)，访问时间：2023年1月27日。

<sup>4</sup> 数据来源：潘俊强，“‘孩子王’也能当教授”，[http://www.moe.gov.cn/jyb\\_xwfb/s5147/201601/t20160106\\_227048.html](http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/201601/t20160106_227048.html)，访问时间：2023年1月6日。

表1 职称改革前和改革后中小学教师职称对比

改革前中小学教师级别	改革后中小学教师级别	改革后中小学教师职称级别
中学三级和小学二级、三级	中中小学三级	员级
中学二级和小学一级	中中小学二级	助理级
中学一级和小学高级	中中小学一级	中级
中学高级	中中小学高级	副高级
	中中小学正高级	正高级

## (二) 理论假说

职称改革主要从以下三个方面激励教师付出更多努力以提高教学质量。第一,中小学教师职称评定通道被打通,且职称评定比例提高,晋升机会增加。改革前,中小学教师分属不同的职称序列,相互割裂的职称评价体系导致中小学教师之间流动不畅,且职称职数受到极大限制,晋升率过低会在很大程度上打击教师的积极性(Karachiwalla and Park, 2017)。改革后,中小学教师职称序列合二为一,并且改革明确规定鼓励教师跨校、跨地区竞聘,教师岗位的流动性提高,职称评定名额限制放松<sup>5</sup>,能够对教师起到更大的激励作用。第二,中小学教师的职称评定等级设置更高,晋升力度加大。改革后增设正高级职称,与高校教师职称一致,中小学教师也能评教授,进一步打破了中小学教师职业发展的“天花板”限制,对教师给予更大物质激励的同时,社会地位的认可也能带来精神激励。第三,职称评定方式发生变化,更加注重对教师教学绩效的评价。职称改革放松了对教师发表论文的要求,将职称评定与教学绩效更紧密地结合,教学绩效最直观地反映在学生的在校表现上,制度的导向作用无疑能够激励教师为获取更高的职级而投入更多精力以提高自身教学水平。由此,改革后晋升机会增加与晋升力度加大带来的激励作用缓解了教师的职业倦怠心理,职称评定方式更加注重对教学绩效的评价则促使教师为本职工作付出更多努力,提高教学质量。

基础教育阶段教师的教学质量提升对促进人力资本的长期积累起到至关重要的作用(Lockwood and McCaffrey, 2009; Fryer, 2013)。教师对学生的影响是可持续的,基础教育作为个人接受学校教育的起点,教师行为能够直接影响到学生的长期发展(Rockoff, 2004; Aaronson et al., 2007)。教师提高在教学上的努力程度不仅可以在很大程度上帮助学生当下取得更好的学习成绩,还能有助于学生养成良好的学习习惯,以此作为基础助力于学生在更长的学习道路上获益(Chetty et al., 2014),进而促进人力资本的长期积累。据此,可以提出本文的假说1。

**假说1** 职称改革通过激励教师提高教学质量促进人力资本积累。

职称改革后教师的教学质量提升还能缩小不同家庭背景学生之间的人力资本差距。学校作为公共部门,最大的作用就是帮助不同家庭背景的学生克服出生不平等带来的学

<sup>5</sup> 例如,2017年重庆市在试点过程中按新的申报条件开展职称评审工作,中小学教师高级教师评审通过4984人,通过率达到90%(重庆市政府网站, [http://education.cqnews.net/html/2017-03/18/content\\_40990829.htm](http://education.cqnews.net/html/2017-03/18/content_40990829.htm), 访问时间:2023年3月18日)。再比如,2012年福建省在试点过程中将小学高、中级比例分别提高到10%、55%,初中高、中级比例分别为20%、40%,该比例较此前的中、高级岗位结构比例有较大提高(福建省基础教育网, [http://dzb.hxnews.com/2012-12/07/content\\_80332.htm](http://dzb.hxnews.com/2012-12/07/content_80332.htm), 访问时间:2022年12月7日)。

业障碍 (Coleman, 1968)。《义务教育法》颁布以后, 中国基础教育阶段竞争的核心不再围绕是否具有入学资格, 而是更加关注教育的质量 (张楠等, 2020)。这种围绕教育质量竞争的突出表现之一就是课外补习的涌现, 经济越发达的地区、收入越高的家庭能够支付数量更多、质量更高的课外补习费用。大量研究者发现学生课外补习的参与和父母社会经济地位之间具有很强的相关性 (Teachman, 1987; Tansel and Bircan, 2006; Kwok, 2010), 由此在很大程度上导致了不同家庭背景学生之间的受教育不平等。

由于课外补习能够带来高额收益, 补习活动也会导致学校的教师认为自己无需在正常教学时间内努力工作, 在教学过程中偷工减料, 因为课外补习能够很好地弥补这一差距, 从而剥夺了部分学生获取知识的权利。当“影子教育”<sup>6</sup>仅受市场力量作用时, 它就可能成为维持和加剧社会不平等的重要因素, 虽然政府明令禁止学校教师参与以营利为目的的课外教学活动, 但是利益的诱惑导致这种现象屡禁不止。职称改革旨在提高学校教师的教育教学积极性, 从制度上解决教师在校内课堂上教学不作为的弊病, 促使教师更全身心地投入本职教学工作中, 助力每一个学生的成长, 而不仅仅使某一特定背景的学生群体获益。这种为提高教师教学积极性所制定的晋升激励机制无疑能够通过提高学校教学质量减少课外补习对学生成绩产生的影响, 可以让不同家庭背景的学生的的发展更多地取决于自身努力程度而不是原生家庭的社会地位水平, 由此带来的受教育平等可以提高人力资本的代际流动性 (周波和苏佳, 2012; 邹薇和马占利, 2019; 吕炜等, 2020)。据此, 可以提出本文的假说 2。

**假说 2** 职称改革能够减少受教育不平等进而促进人力资本代际流动。

### 三、实证研究设计

#### (一) 模型设定

参照 Duflo (2001)、汪德华等 (2019) 及梁超和王素素 (2020) 研究基础教育工程对人力资本积累影响的设定, 本文利用职称改革试点城市和人群出生队列信息构造截面双重差分的识别策略 (Difference in Difference)。双重差分 (DID) 要求有两个维度上的差异, 本文双重差分第一个维度的差异来源于改革试点城市与非试点城市, 第二个维度的差异来源于样本人群出生队列。具体而言, 首先, 将职称改革试点地区名单与 CFPS 调查数据个体所在地区进行匹配, 得到个体是否属于试点地区这一重要变量。其次, 构建政策实施前后的虚拟变量, 在本文研究中试点地区的样本个体是否受益于职称改革还取决于个体出生的年份。根据《义务教育法》规定, 凡年满 6 周岁儿童应当接受 9 年义务教育。<sup>7</sup> 根据这一规定, 2011 年第二轮改革试点时<sup>8</sup>, 试点地区年龄小于或等于 16 岁的

<sup>6</sup> 课外补习在一些国家已存在很长时间, 俨然成为主流学校教育的“影子”, 因为其效仿主流教育, 所以称之为“影子教育” (Braya, 2013)。

<sup>7</sup> 按照中国小学一年级的入学时间规定, 下半年出生的儿童需要等到第二年才能入学, 所以也有部分儿童在 7 岁才开始接受基础教育。

<sup>8</sup> 考虑到本文选取的样本在第一轮改革试点的三个城市中仅涵盖了松原市, 所以本文的实证分析仅考察第二轮改革试点的影响。

在校学生会受到政策影响,年龄大于16岁的人群则不受影响。<sup>9</sup> 设置政策实施前后虚拟变量 *young*, 当个体在政策开始试点时处于义务教育阶段, *young* 取值为1, 否则为0。为了尽可能扩展样本的纵向深度, 本文选取 CFPS 数据库 2018 年最新年份的访问对象作为研究样本, 并在基准回归中将样本限制在 1985—2000 年之间出生的人群<sup>10</sup>, 出生队列的具体设定如公式 (1) 所示。

$$Young_i = \begin{cases} 0 & \text{if } 17 \leq Age_{2011i} \leq 26 \\ 1 & \text{if } 11 \leq Age_{2011i} \leq 16. \end{cases} \quad (1)$$

基于政策试点地区和个体出生队列的截面双重差分模型设定如公式 (2) 所示:

$$edu_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1(city_j \times young_i) + \delta X + \sigma_t + \rho_j + \zeta_{ijt}, \quad (2)$$

其中, *i* 表示个体, *j* 表示地区, *t* 表示年龄。 *edu<sub>ijt</sub>* 为个体 *i* 的人力资本水平; *city<sub>j</sub>* 为 *j* 地区是否为试点城市的虚拟变量, 如果是则取值为1, 否则为0; *young<sub>i</sub>* 为个体出生队列的虚拟变量, 政策试点时样本年龄小于17岁取值为1, 否则为0。 *X* 代表控制变量, 包括个人性别、户籍、兄弟姐妹个数、父代受教育水平;  $\sigma_t$  和  $\rho_j$  分别为个体年龄和地市的虚拟变量。

职称改革试点地区的选择会受到地区经济发展水平、教育发展水平等因素的影响, 而非完全随机选取。本文参考 Moser and Voena (2012) 及汪德华等 (2019) 应对 DID 样本选取非随机的做法, 以解决可能存在的内生性问题。具体而言, 方法一是在控制地市固定效应和年龄固定效应的同时, 进一步控制政策实施前地市特征与个体是否为 11—16 岁人群的交叉项, 以此控制住不同地区在政策实施前的经济与教育发展特征对不同出生队列人群受教育年限的影响。方法二是运用倾向得分匹配双重差分法 (PSM-DID) 对基本回归的结果进行稳健性检验, 根据地市特征变量将参照组和对照组重新配对再进行双重差分。笔者查阅了相关政策文件<sup>11</sup>, 参照职称改革试点省市的遴选原则, 选取可能影响试点地区选择的初始特征变量包括: 2010 年时地区的小学 and 中学学校数量、小学和中学教师数、小学和中学学生数、中小学师生比、教育财政投入及人均 GDP 水平。<sup>12</sup>

## (二) 数据来源与样本处理

本文的数据来源有两个。第一, 地市层面数据。影响试点地区选择的相关变量数据来源于 2011 年的《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。第二, 个体微观数据来源于北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 提供的中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据。基准回归使用了 CFPS 数据库 2018 年的成人库和家庭库。样本处理过程如下:

<sup>9</sup> 不考虑留级以及提前升学的情况。

<sup>10</sup> 选取该出生阶段主要考虑到两点: 一是《义务教育法》从 1986 年开始实施, 为避免该项政策出台使得出生年代不同的人群受教育程度出现较大差距, 所以将样本出生年份限制在 1985 年之后; 二是职称改革于 2015 年在全国全面展开, 所以将样本出生年份限制在 2000 年之前, 该年龄段出生的人群于 2015 年已完成基础教育。

<sup>11</sup> 参见《深化中小学教师职称制度改革试点工作方案》(人社部发〔2009〕29号)。

<sup>12</sup> 对于试点城市选择的影响因素, 本文进一步采用 Logit 回归对政策文件中可能影响试点地区选择的特征变量进行验证。具体而言, 以城市是否被选为试点地区为被解释变量, 基础教育发展、经济发展情况等地区特征变量为解释变量进行回归, 结果显示一个地区是否被选为试点城市受到该地区中小学师生人数、学校数量、人均 GDP 水平及财政教育支出的影响。

①将成人库和家庭库根据个人代码及父母代码进行匹配，获得本文所需子代及父代样本变量；②保留子代出生年份为1985—2000年，即截至2018年个体年龄介于18—33岁的样本；③删除变量中“不适用”“不知道”或“拒绝回答”等缺失样本；④根据CFPS教育手册中最高学历与受教育年限的换算，计算出本文关键变量个体受教育年限。

### （三）变量定义与描述性统计

本文的被解释变量为个体受教育年限；解释变量为职称改革，是试点地区与年轻队列的交互项；控制变量包括个人性别、户籍、兄弟姐妹个数、父代受教育水平；地区特征变量包括人均GDP水平、小学和中学学校数量、小学和中学学生人数、小学和中学教师人数、中小学师生比、财政教育支出，表2报告了详细的变量定义与描述性统计。为了进一步考察试点城市与非试点城市之间的平衡性，本文对处理组和对照组的个体受教育年限进行了均值差异分析。附表1报告了处理组和对照组中子代及父代受教育年限的均值差异，在控制了试点城市选择的特征变量后，该差异不再显著。<sup>13</sup>

表2 主要变量说明与描述性统计

变量定义	处理组	对照组	
结果变量			
<i>edu</i>	受教育年限	11.822	11.175
控制变量			
<i>gender</i>	性别哑变量	0.539	0.553
<i>brosis</i>	兄弟姐妹个数	1.341	1.385
<i>house</i>	户籍哑变量	0.317	0.235
<i>edu_fm</i>	父代受教育年限	8.027	7.551
影响试点城市选取的特征变量			
<i>pgdp</i>	全市人均国内生产总值	33 118	24 550
<i>prisch</i>	全市小学学校数量	1 254	1 373
<i>junsch</i>	全市中学学校数量	300	292
<i>pristu</i>	全市小学学生人数	447 131	455 409
<i>junstu</i>	全市中学学生人数	377 479	332 510
<i>pritea</i>	全市小学教师人数	25 712	24 088
<i>juntea</i>	全市中学教师人数	24 149	21 482
<i>ts</i>	中小学师生比	0.063	0.060
<i>efi</i>	全市财政教育支出	423 673	471 226

注：表中所列数值皆为均值。处理组为职称改革试点城市样本，对照组为非试点城市样本。性别哑变量中，令男性等于1，女性等于0；户籍哑变量中，令非农村户口等于1，农村户口等于0；父代受教育水平取值为父母受教育水平较高者。

<sup>13</sup> 篇幅所限，附表未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录。

## 四、实证结果

### (一) 平行趋势与动态效应分析

本文选取的2018年CFPS数据库全部个体样本分布在中国的113个城市,其中有30个城市进行了职称改革试点,83个城市未进行改革试点。采用事件分析法进行平行趋势检验,同时考察职称改革对人力资本影响的动态效应。具体而言,以2011年时26岁年龄人群为基准组,对比考察11—25岁人群受到的影响,回归模型设定如下:

$$edu_{ijt} = \beta_0 + \sum_{l=1}^{25} \beta_l (city_j \times d_l) + \gamma \times X + \eta_l + \theta_j + \varepsilon_{ijt}, \quad (3)$$

其中, $d_l$ 为指示函数,2011年当个体年龄为 $l$ 时 $d_l$ 等于1,否则等于0。交互项 $\beta_l$ 为式(3)主要观测的参数,反映职称改革政策发生时介于11—25岁人群教育年限受到的影响。如果2011年时已经完成九年义务教育的个体不受政策影响,则说明政策实施前平行趋势成立。图1展示了基于公式(3)的回归结果,图1(a)和图1(b)分别为基准样本和剔除了人均GDP最高和最低城市样本后的回归结果。可以发现,2011年时年龄在16岁以上的个体人力资本水平并未受到职称改革的显著影响,证明政策实施前存在平行趋势。从政策实施后的动态效应来看,2011年时16岁以下个体成年后的人力资本水平因职称改革得到显著提高。<sup>14</sup>

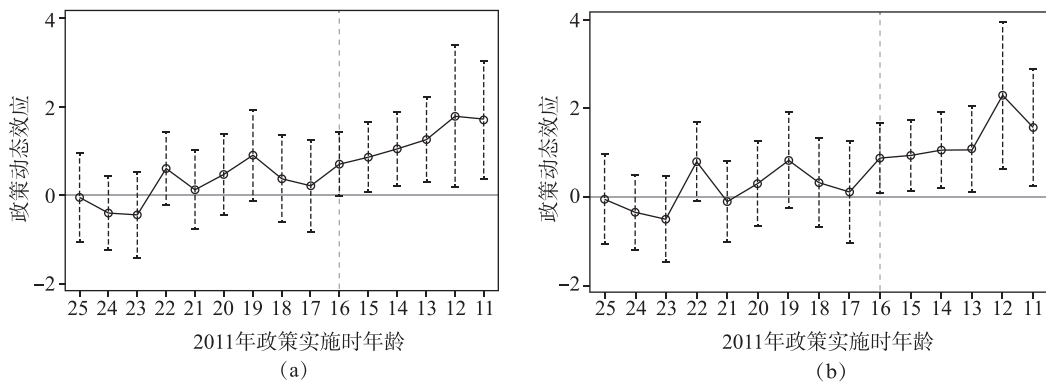


图1 职称改革影响人力资本水平的动态效应

### (二) 基准回归

根据公式(2)进行双重差分回归,回归结果如表3所示。第(1)列报告了试点地区与年轻队列交互项系数的估计结果,可以看出职称改革延长了个体受教育年限,且该影响在1%的统计水平下显著。考虑其他因素对个体受教育年限的影响及地区差异、个体出生年份不同造成的估计结果偏误,第(2)列加入了控制变量并对地市固定效应及

<sup>14</sup> 受益年限差异分析发现受职称改革的影响时间越长,个体人力资本水平的提升作用越明显,检验结果详见附件2,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。



年龄固定效应进行控制，结论不变。第（3）列则在第（2）列的基础上控制了地市特征变量与个体在2011年时是否为11—16岁的交互项以控制事前趋势，回归结果与前述结论仍然一致。第（4）列将第（3）列中地市特征变量与年轻队列的交互项替换为地市特征变量与个体年龄哑变量的交互项，结果仍然显著。第（5）列和第（6）列则采取更为严格的实证策略，加入了省份哑变量与年龄哑变量的交互项以控制省内其他改革对不同出生年份个体人力资本水平的影响，结果表明，职称改革对人力资本的影响仍显著为正，具体而言，个体受教育年限在职称改革的影响下延长了约0.7年。

表3 职称改革对人力资本积累的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
试点地区×年轻队列	0.949*** (0.331)	0.808** (0.328)	0.773** (0.311)	0.635* (0.321)	0.595* (0.318)	0.705** (0.312)
控制变量	否	是	是	是	是	是
地市固定效应	否	是	是	是	是	是
年龄固定效应	否	是	是	是	是	是
事前趋势交互项	否	否	是	否	否	是
地市特征变量×年龄哑变量	否	否	否	是	是	否
省份哑变量×年龄哑变量	否	否	否	否	是	是
样本量	3 510	3 510	3 510	3 510	3 510	3 510
R <sup>2</sup>	0.005	0.309	0.312	0.347	0.350	0.317

注：该表是基于式（2）的OLS估计结果。控制变量包括个体性别、户籍、兄弟姐妹个数、父代受教育水平。地市特征变量包括中小学学校数量、中小学教师数、中小学学生数、中小学师生比、教育财政投入及人均GDP水平。括号内为聚类到地市局面的稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平，下表同。

### （三）稳健性检验

为了使基准回归得出的结论更加具有说服力，本文进行了一系列稳健性检验，结果如表4所示。<sup>15</sup>

#### 1. 剔除人口流动样本

考虑到在某一职称改革试点地区接受学校基础教育的人群，成年后可能在非试点地区落户；而在非试点地区接受基础教育的人群，成年后可能迁移至试点地区。为了排除这种由人口跨地区流动对基准回归结果产生的偏误，本文剔除了12岁居住地发生迁移的全部样本，以考察没有人口流动情况下职称改革对样本人群人力资本水平的影响，结果如表4第（1）列所示。回归结果显著为正，表明考虑人口流动情况后，基准回归得出的结论仍然稳健。

<sup>15</sup> 本文还在稳健性检验中考察了在2018年的基础上加入2014年和2016年样本后职称改革对个体受教育年限的影响以及职称改革对个体大学入学率的影响，前者影响系数为0.498，后者影响系数为0.085，均在10%的统计水平下显著。

## 2. PSM-DID 估计

职称改革政策试点地区的选择可能受到地区经济发展水平、教育发展程度等因素的影响,从而引发在利用不同地区样本人群进行比较时的自选择问题。前文已经对事前趋势进行了控制,以此来减少样本不可比对结果产生的干扰,这里进一步利用倾向得分匹配(PSM)并结合截面双重差分方法,重新对政策的实施效果进行估计,从而尽可能缓解由样本不可比产生的结果偏误。将样本进行PSM匹配后再进行双重差分的回归结果如表4第(2)列所示,可以发现考虑样本选择偏差后,职称改革对人力资本依然有显著的正向影响。

## 3. 考虑地区经济发展水平

为了避免个体所在地区之间经济发展水平差距过大而导致的结果偏误,本文还根据各地区人均GDP水平对样本进行排序,剔除全市人均GDP最高和最低3个地市的样本,对剩余样本进行回归后结果如表4第(3)列所示,可以发现基于地区经济发展水平进行样本选择的估计结果仍然稳健。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
试点地区×年轻队列	0.668**	0.889***	0.845**
	(0.331)	(0.324)	(0.324)
控制变量	是	是	是
地市固定效应	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是
事前趋势交互项	是	是	是
省份哑变量×年龄哑变量	是	是	是
样本量	2 950	3 220	2 949
R <sup>2</sup>	0.339	0.319	0.287

## 4. 安慰剂检验

为了进一步排除地区随时间变化的非观测因素干扰,本文参照Chen et al. (2018)通过随机分配试点城市进行安慰剂检验。具体而言,本文从个体样本所在的113个城市中随机选取30个城市作为处理组,并假设这30个城市实施了职称改革政策,其他城市为对照组。随机抽样确保本文构建的新的自变量 $time \times treat2$ 对个体受教育年限没有影响,任何显著的发现都将表明本文的回归结果存在偏差。本文进行了1 000次随机抽样,并进行基准回归,图2报告了1 000次随机分配后回归估计系数的分布,该分布整体呈现以0为中心的正态分布,同时,本文表3第(6)列的真实估计值(0.705)在安慰剂测试中是明显的异常值,安慰剂检验结果表明其他非观测因素并不会产生显著影响。

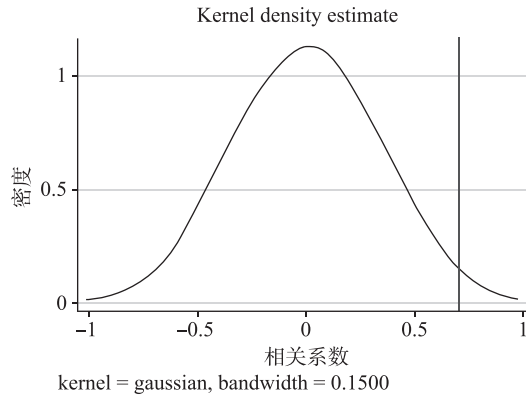


图2 安慰剂检验

注：横轴表示来自1000个随机分配的 $time \times treat2$ 的估计系数，曲线是估计系数的核密度分布。垂直线是表3第(6)列真实估计值。

#### (四) 异质性分析

上述结果报告了职称改革对人力资本影响的平均效应，在本小节，本文分别从性别和地区两个维度进行异质性考察。

##### 1. 性别维度的异质性影响

受中国传统思想的影响，男孩比女孩更有可能获取优质教育资源，尤其当一个家庭有多个子女，而家庭条件不足以让子女获取同等教育资源的情况下，女孩更有可能被放弃（Green and Hulme, 2005；刘泽云，2007；王浩名和岳希明，2019）。因此，考虑职称改革后受教育程度的性别差异具有学术价值和政策含义。表5第(1)—(2)列分别报告了职称改革对女性和男性人力资本水平的影响，可以看出职称改革对女性人力资本水平的影响系数大于男性，进一步通过邹检验（Chow-Test）发现该差异在5%的水平下显著。<sup>16</sup>可能的原因在于，职称改革后教师对本职教学工作的努力程度提高，课堂教学质量提升能够缩小家庭对男孩额外教育支出带来的差距，这使得在教育资源获取上处于性别弱势的女孩能够从中受益。

##### 2. 地区维度的异质性影响

中国的教育事业随着经济发展取得了长足进步，但是优质教育资源在地区之间的配置存在严重失衡（张楠等，2020）。职称改革鼓励中小学教师跨校竞聘，对农村及偏远地区的教师给予职称晋升优先的政策倾斜也势必吸引更多优质教师资源向偏远地区流动，提高欠发达地区的基础教育质量。为此，本文从地区维度进一步考察职称改革对人力资本的异质性影响。表5第(3)—(4)列分别报告了职称改革对地市人均GDP在30%以上及70%以下个体人力资本影响的分组回归估计结果。可以看出，如果个体所在地市经济发展水平较高，则职称改革对其人力资本水平影响不显著，而对于经济发展水平较低的城市，职称改革对人力资本积累有着明显的促进作用。可能的原因在于，经济发展水平高的城市，由于地方财政宽松，教师绩效收入也相对较高，评职称带来的物质激励对教师的吸引力不及经济发展水平低的城市。

<sup>16</sup> 邹检验  $P=0.022$ 。

表5 职称改革对人力资本水平影响的异质性分析

	性别异质性		地区异质性	
	女性	男性	地市人均 GDP 在 30% 以上	地市人均 GDP 在 70% 以下
	(1)	(2)	(3)	(4)
试点地区×年轻队列	0.893** (0.414)	0.786* (0.418)	0.034 (0.402)	0.974** (0.376)
控制变量	是	是	是	是
地市固定效应	是	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是	是
事前趋势交互项	是	是	是	是
省份哑变量×年龄哑变量	是	是	是	是
样本量	1 581	1 929	968	2 542
R <sup>2</sup>	0.316	0.311	0.287	0.231

## 五、机制检验

正如理论部分所论述,职称改革对教师的激励作用促使教师为本职工作付出更多努力,由此教学质量提升促进了学生成年后的人力资本积累。考虑到职称改革针对的是中小学教师,而CFPS儿童追踪调查数据库提供了6—16岁儿童与学业有关的诸多信息,正好为本文检验教师的教学质量这一影响机制提供了数据支撑。为此,本文进一步选取CFPS儿童库2010—2014年的数据<sup>17</sup>,并整理形成面板,考察职称改革对学生成绩的影响,以此来反映教师的教学质量是否得到提升。具体而言,设置双重差分模型如下所示:

$$y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1(city_j \times year_t) + \beta X + \sigma_i + \rho_t + \zeta_{ijt}, \quad (4)$$

其中, $y_{ijt}$ 代表的是学生的学习成绩。与基准回归模型所设定的双重差分一致, $city_j$ 仍然代表个体所在地区是否为职称改革试点地区的哑变量,作为双重差分的其中一个维度的差异。不同的是,基准回归中使用的数据是截面数据,采取的方法是截面双重差分法,而机制检验旨在考察职称改革对儿童学习成绩的连续影响,因此,本部分采用的是2010—2014年儿童学习情况随年份变化的面板数据,其中 $year_t$ 代表是否处于职称改革年份的哑变量。<sup>18</sup>

回归中以学习成绩作为被解释变量,该变量对应的是学生期末考试中“孩子语文成绩如何”和“孩子数学成绩如何”的回答,数字由1—4分别代表差、中、良、优。将学生的期末语文、数学考试成绩分别作为被解释变量,代入模型(4)中,回归结果如表6所示,可以发现职称改革显著地提高了学生成绩。

<sup>17</sup> 包括CFPS儿童库2010年、2011年、2012年及2014年数据。

<sup>18</sup> 关于变量 $year_t$ 需要进一步说明的是,政策在2011年下半年出台后,第二轮职称改革开始试点,CFPS基线调查从2010年开始,对于2010年和2011年正处于义务教育阶段的学生来说,职称改革不会对其产生影响。因此,在机制检验中双重差分方法的第二个维度的差异来自未受到职称改革影响年份和受职称改革影响年份的对比。调查年份为2010年和2011年时 $year_t$ 取值为0;调查年份为2012年和2014年时 $year_t$ 取值为1。

表6 职称改革对学习成绩的影响

	语文成绩 (1)	语文成绩 (2)	数学成绩 (3)	数学成绩 (4)
试点地区×试点年份	0.732*** (0.043)	0.750*** (0.042)	0.719*** (0.048)	0.728*** (0.048)
控制变量	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
样本量	14 894	14 894	14 894	14 894
R <sup>2</sup>	0.040	0.068	0.034	0.037

注：表6是基于式(4)的估计结果。控制变量包括性别、户籍、父代受教育水平，表7同。

此外，考虑到部分学生的成绩在一定程度上受到课外补习的影响，本文进一步考察了职称改革对学生参与课外补习概率的影响。如果职称改革后，学生参与课外补习的概率减小，而学习成绩得到提升，则能够在很大程度上说明学校教师的课堂教学质量得到了提升。针对职称改革对学生是否参与课外补习的影响检验，本文将公式(4)中的被解释变量设置为学生是否参与课外补习的哑变量，该变量采用CFPS儿童调查问卷关于“孩子是否参加辅导班”这一问题的回答，参与补习等于1，未参与等于0。回归结果如表7所示，从交互项系数的结果可以看出，职称改革对补习的影响在1%的显著性水平下为负，说明职称改革减少了学生参与课外补习的概率，学生更少地寻求课外补习对提升成绩的帮助。具体而言，职称改革使得个体参与课外补习的可能性下降了约5.2%。此结果结合表6职称改革对学生成绩的影响，可以发现职称改革后，学生成绩更多地受到学校课堂教学质量的影响而非课外补习，由此能够从很大程度上说明教师的课堂教学质量在职称改革政策实施后得到了提升。

表7 职称改革对课外补习的影响

	课外补习 (1)	课外补习 (2)
试点地区×试点年份	-0.055*** (0.014)	-0.052*** (0.014)
控制变量	否	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	否	是
样本量	14 894	14 894
R <sup>2</sup>	0.002	0.006

## 六、职称改革对人力资本的代际影响

如果社会中个体的发展更多地取决于其外生的环境因素和内生个人能力因素，而更少地受到其原生家庭社会地位水平的影响，可以认为这个社会具有较高的机会公平程

度,社会的代际流动性也将处于较高的水平(李任玉等,2017)。职称改革后,教师的教学积极性提高,对本职工作努力程度加大,由此所引致的教学质量提升能够减少由家庭环境差异带来的受教育不平等。学生成绩更多地取决于自身的努力程度而非家庭因素,由此可以减少父代与子代之间人力资本的代际黏性。为了验证假说2,借鉴Chadwick and Solon(2002)和孙三百等(2012)对职称改革与人力资本代际流动性之间的关系进行检验,回归模型如下所示:

$$edu_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 edu\_fm_{ijt} + \alpha_2 (city_j \times young_i) edu\_fm_{ijt} + \alpha_3 (city_j \times young_i) + \delta X + \sigma_t + \rho_j + \zeta_{ijt}, \quad (5)$$

其中, $edu_{ijt}$ 表示子代受教育年限, $edu\_fm_{ijt}$ 表示与子代相对应的父代受教育年限。职称改革与父代受教育年限的交互项系数 $\alpha_2$ 为主要观测对象,基于式(5)的回归结果如表8所示。可以看出父代受教育年限对子代受教育年限的影响显著为正,说明父代与子代之间的受教育程度存在代际黏性。职称改革与父代受教育年限之间的交互项系数 $\alpha_2$ 显著为负,则表明职称改革使得子代人力资本水平更少地受到父代人力资本水平的影响,提高了人力资本的代际流动性。

表8 职称改革对人力资本的代际影响

被解释变量:子代受教育年限	(1)	(2)	(3)
父代受教育年限	0.273*** (0.015)	0.161*** (0.015)	0.160*** (0.029)
试点地区×年轻队列	1.694*** (0.499)	1.754*** (0.510)	1.495*** (0.555)
试点地区×年轻队列×父代受教育年限	-0.113** (0.054)	-0.114** (0.053)	-0.097* (0.055)
控制变量	否	是	是
地市固定效应	否	是	是
年龄固定效应	否	是	是
事前趋势交互项	否	否	是
省份固定效应×年龄固定效应	否	否	是
样本量	3 510	3 510	3 510
$R^2$	0.096	0.310	0.318

## 七、结论与政策含义

国之大计,教育为本;教育大计,教师为本。致力于教师队伍建设,努力让每个孩子享有公平且有质量的教育是党的十九大报告中关于新时代教育发展做出的阐述。基础教育作为学校教育的起点,发展基础教育是确保教育公平的前提,是提高社会代际流动性促进社会公平的基础。为此,本文以中国中小学教师职称制度改革作为准自然实验,利用2018年中国家庭追踪调查微观数据(CFPS),采用截面双重差分方法考察了教师激

励对中国人力资本积累的影响。研究发现，职称改革促进了人力资本积累与代际流动。通过2010—2014年CFPS儿童调查库的数据进行机制检验发现，这种促进效应主要来源于教师的课堂教学质量在职称改革后得到提升。异质性分析发现，职称改革对女性与经济欠发达地区个体受教育年限的影响更大。

本文的研究结论具有多重政策启示。首先，本文发现职称改革在试点的过程中聚焦教师的教学绩效评价，从晋升机会和职称等级上加大对学校教师的晋升激励力度，能够激发教师活力提高教学质量，进而促进试点地区人力资本的长期积累。研究结论为其他地区职称改革方向提供了借鉴与启示。其次，影子教育是导致基础教育不平等的重要因素，在义务教育“双减”政策下，学科类教育机构面临取缔。本文的研究表明，职称改革能够通过提高学校教师的教学质量，使学校更好地发挥促进教育公平的作用，从而提高人力资本代际流动性。最后，考虑到中国地区之间教育资源分布不均，教育发展水平差距较大，本文的研究结论有助于地区教育平衡政策的出台。职称改革鼓励教师跨校竞聘为教师流动创造了条件，而放松对农村及落后地区职称评定的条件限制，则有助于激励优秀教师从发达地区流向欠发达地区，优化教育资源配置，从而缩小我国人力资本水平的地域差距。

## 参 考 文 献

- [1] Aaronson, D., L. Barrow, and W. Sander, “Teachers and Student Achievement in the Chicago Public High Schools”, *Journal of Labor Economics*, 2007, 25 (1), 95-135.
- [2] Atolia, M., B. G. Li, R. Marto, and G. Melina, “Investing in Public Infrastructure: Roads or Schools?”, *Macroeconomic Dynamics*, 2019, 25 (7), 1-30.
- [3] Braya, M., “Benefits and Tensions of Shadow Education: Comparative Perspectives on the Roles and Impact of Private Supplementary Tutoring in the Lives of Hong Kong Students”, *Journal of International and Comparative Education*, 2013, 2 (1), 18-30.
- [4] Chadwick, L., and G. Solon, “Intergenerational Income Mobility among Daughters”, *American Economic Review*, 2002, 92 (1), 335-344.
- [5] Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu, “Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-Based Performance Evaluation System in China”, *Journal of Development Economics*, 2018, 133 (7), 84-101.
- [6] Chetty, R., J. N. Friedman, and J. E. Rockoff, “Measuring the Impacts of Teachers II: Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood”, *American Economic Review*, 2014, 104 (9), 2633-2679.
- [7] Coleman, J. S., “The Concept of Equality of Educational Opportunity”, *Harvard Educational Review*, 1968, 38 (1), 7-22.
- [8] Contreras, D., and T. Rau, “Tournament Incentives for Teachers: Evidence from a Scaled-Up Intervention in Chile”, *Economic Development and Cultural Change*, 2012, 61 (1), 219-246.
- [9] 丁冬、郑风田, “撤点并校会造成入学率下降吗? ——基于1996—2009年全国省级面板数据”, 《中国人民大学教育科学》, 2013年第3期, 第111—121页。
- [10] Duflo, E., “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 2001, 91 (4), 795-813.
- [11] Duflo, E., R. Hanna, and S. P. Ryan, “Incentives Work: Getting Teachers to Come to School”, *American Economic Review*, 2012, 102 (4), 1241-1278.
- [12] Figlio, D. N., and L. W. Kenny, “Individual Teacher Incentives and Student Performance”, *Journal of Public Economics*, 2007, 91 (5-6), 901-914.

- [13] Fryer, R. G., "Teacher Incentives and Student Achievement: Evidence from New York City Public Schools", *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (2), 373-407.
- [14] Glewwe, P., N. Ilias, and M. Kremer, "Teacher Incentives", *American Economic Journal Applied Economics*, 2010, 2 (3), 205-227.
- [15] Green, M., and D. Hulme, "From Correlates and Characteristics to Causes: Thinking about Poverty from a Chronic Poverty Perspective", *World Development*, 2005, 33 (6), 867-879.
- [16] Hanushek, E. A., and S. G. Rivkin, "The Distribution of Teacher Quality and Implications for Policy", *Annual Review of Economics*, 2012, 4 (1), 131-157.
- [17] Jackson, C. K., R. C. Johnson, and C. Persico, "The Effects of School Spending on Educational and Economic Outcomes: Evidence from School Finance Reforms", *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (1), 157-218.
- [18] Jacob, B. A., "The Effect of Employment Protection on Teacher Effort", *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (4), 727-761.
- [19] Karachiwalla, N., and A. Park, "Promotion Incentives in the Public Sector: Evidence from Chinese Schools", *Journal of Public Economics*, 2017, 146, 109-128.
- [20] Kwok, P. L. Y., "Demand Intensity, Market Parameters and Policy Responses towards Demand and Supply of Private Supplementary Tutoring in China", *Asia Pacific Education Review*, 2010, 11 (1), 49-58.
- [21] Lavy, V., "Evaluating the Effect of Teachers' Group Performance Incentives on Pupil Achievement", *Journal of Political Economy*, 2002, 110 (6), 1286-1317.
- [22] 梁超、王素素, "教育公共品配置调整对人力资本的影响——基于撤点并校的研究", 《经济研究》, 2020年第9期, 第138—154页。
- [23] 李任玉、陈悉榕、甘犁, "代际流动性趋势及其分解: 增长、排序与离散效应", 《经济研究》, 2017年第9期, 第165—181页。
- [24] 刘泽云, "农村儿童受教育水平的决定因素研究——基于COX比例风险模型的分析", 《中国人口科学》, 2007年第2期, 第17—24+95页。
- [25] Lockwood, J. R., and D. F. McCaffrey, "Exploring Student-Teacher Interactions in Longitudinal Achievement Data", *Education Finance and Policy*, 2009, 4 (4), 439-467.
- [26] 吕炜、郭曼曼、王伟同, "教育机会公平与居民社会信任: 城市教育代际流动的实证测度与微观证据", 《中国工业经济》, 2020年第2期, 第80—99页。
- [27] Mbiti, I., K. Muralidharan, M. Romero, Y. Schipper, C. Manda, and R. Rajani, "Inputs, Incentives, and Complementarities in Education: Experimental Evidence from Tanzania", *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134 (3), 1627-1673.
- [28] Moser, P., and A. Voena, "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act", *American Economic Review*, 2012, 102 (1), 396-427.
- [29] Muralidharan, K., and V. Sundararaman, "Teacher Performance Pay: Experimental Evidence from India", *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (1), 39-77.
- [30] Neal, D., and D. W. Schanzenbach, "Left Behind by Design: Proficiency Counts and Test-Based Accountability", *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92 (2), 263-283.
- [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] 余宇、单大圣, "中国教育体制改革及其未来发展趋势", 《管理世界》, 2018年第10期, 第118—127页。
- [33] 孙三百、黄薇、洪俊杰, "劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角", 《经济研究》, 2012年第5期, 第147—159页。
- [34] Tansel, A., and F. Bircan, "Demand for Education in Turkey: A Tobit Analysis of Private Tutoring Expenditures", *Economics of Education Review*, 2006, 25 (3), 303-313.
- [35] Teachman, J. D., "Family Background, Educational Resources, and Educational Attainment", *American Socio-*



*logical Review*, 1987, 52 (4), 548-557.

- [36] 汪德华、邹杰、毛中根，“‘扶教育之贫’的增智和增收效应——对20世纪90年代‘国家贫困地区义务教育工程’的评估”，《经济研究》，2019年第9期，第155—171页。
- [37] 王浩名、岳希明，“贫困家庭子女受教育程度决定因素研究进展”，《经济学动态》，2019年第11期，第112—125页。
- [38] 谢晶，《职称制度的历史与发展》。北京：中国社会科学出版社，2019年。
- [39] 姚洋、张牧扬，“官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据”，《经济研究》，2013年第1期，第137—150页。
- [40] 尹振东、汤玉刚，“专项转移支付与地方财政支出行为——以农村义务教育补助为例”，《经济研究》，2016年第4期，第47—59页。
- [41] 张楠、林嘉彬、李建军，“基础教育机会不平等研究”，《中国工业经济》，2020年第8期，第42—60页。
- [42] 周波、苏佳，“财政教育支出与代际收入流动性”，《世界经济》，2012年第12期，第41—61页。
- [43] 邹薇、马占利，“家庭背景、代际传递与教育不平等”，《中国工业经济》，2019年第2期，第80—98页。

## Teacher Motivation, Basic Education Development and Human Capital Accumulation —An Empirical Study Based on the Reform of the Title System of Primary and Secondary School Teachers

LI Juan\* YANG Jingjing LAI Mingyong  
(Hunan University)

**Abstract:** Using data from CFPS in 2018, we study how teacher motivation affects the human capital. We find that the teacher title spirit has significantly improved the human capital level of children: a significant increase in the number of years of education. The improvement of teaching quality is an important transmission mechanism that promotes the accumulation of human capital.

**Keywords:** teacher incentive; human capital; basic education equity

**JEL Classification:** I21, I28, J24

---

\* Corresponding Author: Li Juan, School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha, Hunan 410079, China; Tel: 86-13974809453; E-mail: 494937929@qq.com.