

教育公平与教育质量

义务教育“质量均等化”与青少年学业表现 ——基于“首席教师计划”的实证研究

谢 尚¹, 张 辉¹, 唐 璦²

(1.北京大学 经济学院, 北京 100871; 2.北京大学 医学人文学院, 北京 100191)

摘要:以“首席教师计划”为例,深入探讨了义务教育“质量均等化”举措对青少年学业表现的影响,研究发现:首席教师计划显著提升了青少年的整体学业表现,对数学成绩的改善尤为明显,其受益对象为乡村学生,尤其是男孩群体,且没有对城市青少年成绩产生负面影响。其作用机制在于,该计划显著提升了部分教师的教学水平,同时推动了青少年非认知能力的提升。该计划仍有的不足是,短期内并没有改变家庭教育观念,并引发了成绩上的性别分化。下一步,在保持其改善农村教育状况、促进义务教育均等化取得的积极成果的同时,仍需加强对语文老师和班主任的带动功能,推动资源向女孩倾斜,并积极引导学生父母教育观念的改善。

关键词:首席教师计划;义务教育;均等化;学业表现

中图分类号:F08;G40-054

文献标识码:A

文章编号:1003-4870(2025)01-0030-09

一、引言

习近平总书记指出:“我国发展最大的不平衡是城乡发展不平衡,最大的不充分是农村发展不充分”。当前,农村地区青少年数量约有 5500 万,占全国青少年的三分之一略多^①。乡村要振兴,教育当先行。城乡义务教育均衡发展是扎实提升全体人民整体素质、促进社会公平、实现全体人民共同富裕的重要抓手,以公共服务均等化为宗旨的教育均等化措施是稳步助推全国人口高质量发展、实现中国式现代化的重要保障。同时,深入实施乡村振兴计划,着力促进城乡协调发展,也对教育资源均衡供给有着切实需求。为此,党的二十大报告进一步强调,“加快义务教育优质均衡发展和城乡一体化,优化区域教育资源配置”。

作者简介:谢尚,男,博士,北京大学经济学院讲师,研究方向为劳动经济学、区域经济学;张辉,男,博士,北京大学经济学院院长、教授,研究方向为政治经济学、区域经济学;唐琦(通讯作者),男,博士,北京大学医学人文学院助理教授、副研究员,研究方向为劳动经济学、政治经济学。

①数据来源:<https://www.unicef.cn/media/25396/file/2020年中国青少年人口状况.pdf>。

②资料来源:<https://www.shouxian.gov.cn/content/article/8076352>。

为促进城乡协调发展,中国政府在教育公共服务体系的建设中做出了巨大努力。作为近十几年来教育公共服务体系中的重大创新措施,“特岗计划”和“乡村中小学首席教师岗位计划”(后简称“首席教师计划”)为实施乡村振兴、提高农村教育质量提供了新契机和新势能。具体而言,特岗计划旨在为乡村教育补齐数量短板,首席教师计划旨在为乡村教育补齐质量短板。特岗计划具有“量变”的特点,其实施极大缓解了中西部地区农村学校师资短缺问题,优化了乡村教师队伍结构,更为乡村教育的发展注入新的势能,为促进城乡义务教育均衡发展、促进教育公平与社会公正做出了巨大贡献。而进一步推动“质变”发生的首席教师计划虽然得到了社会的高度赞赏^②,但真正的政策效果仍然还未有实证经验证据支撑。鉴于此,本文拟从青少年

人口高质量发展视角出发,着重研究以首席教师计划为代表的教育公共服务均等化措施对青少年学业表现的影响,以验证教育均衡举措的积极社会价值,为稳步协调城乡教育公共服务均等化、积极推进均等化教育政策、切实落实城乡融合、有力推进乡村振兴提供理论与实证经验支撑。

本文的边际贡献体现在三个方面。第一,基于微观个体层面的数据首次评估了以师资质变为主旨的首席教师计划对青少年的短期学业影响效应。第二,验证了首席教师计划对试点地区青少年整体学业的推动效应,并否定了其可能对城市地区产生负面影响的质疑。第三,证明了首席教师计划对教师素质和青少年非认知能力有显著影响,但对家庭教育观念的影响并不显著。

二、文献综述

推进基本公共教育均等化是消弭城乡差异和拓展人口红利的重要途径。教育公共服务政策主要体现为教育政策优惠和教育资源帮扶。在教育政策优惠领域,国内文献聚焦农村教育政策(谈松华,2003^[1];骆永民和樊丽明,2014^[2];赵西亮,2017^[3]),国外文献则较多关注对于少数群体或族裔的优惠政策(Downey and Pribesh, 2004^[4]; Rivkin, 2016^[5])。同时,在教育的“属地管理”原则和“学区房”制度下,不少文献基于房价资本化视角评估教育均等化的社会影响效应。由于教育公共服务水平能够资本化到房价中(Tiebout, 1956^[6]; Rosen, 1974^[7]; Rosenthal, 2003^[8]; Wen, 2014^[9]),分区划片入学、九年一贯制、对口直升和“租购同权”等包容性教育政策能够给弱势群体带来积极社会福利效应(Wang, 2011^[10]; 邵磊等, 2020^[11]; 刘绍涛和张协奎, 2020^[12]; 叶菁菁等, 2022^[13]; 汤玉刚和刘亚南, 2022^[14])。在教育资源帮扶领域,宋弘等(2022)^[15]以教育精准扶贫为切入点,发现教育扶贫促进公共教育服务领域的实物和人力资源投资,有效避免了“精英俘获”困境,是阻断贫困代际传递的治本之策(邹培和雷明,2022^[16])。此外,“课外辅导”“影子教育”也是研究的热点问题,相关研究(Dang, 2007^[17]; 李佳丽和胡咏梅,2017^[18])证明了其之于教育均等化的负面作用。

在巩固拓展脱贫攻坚成果并衔接乡村振兴的大背景下,已有研究多从定性视角探讨教育发展对乡村振兴的积极作用,实证研究较为稀缺。汪三贵和冯紫曦(2019)^[19]认为基本公共服务均等化与乡村教育质量提升紧密联系,教育质量问题将成为乡村振兴的关键。

袁利平和姜嘉伟(2021)^[20]认为推动三农现代化,需要以教育为抓手,促进人力资本积累。杜育红和杨小敏(2018)^[21]认为乡村振兴的根本着力点在于乡村教育。张万朋和张瑛(2023)^[22]提出乡村教育帮扶构建乡村振兴的“扶志扶智”长效机制。少数的定量研究,如卢盛峰等(2022)^[23]基于空间分布大数据发现,城乡基本公共教育服务供给不均等问题较为突出,乡村基本公共教育均等化对推进乡村振兴具有重要意义。

关于教育均等化的研究是青少年人力资本积累中的重要内容。自 Schultz(1961)^[24]完整阐释了人力资本投资与形成的意义以来,青少年人力资本积累始终是学者关注的重点。中国城乡二元结构下明显存在教育不均衡现象(吕炜和刘国辉,2010^[25]),因此政府需要通过增加财政资金的投入来改善人力资本水平(陈斌开等,2010^[26]; 李海峥等,2013^[27])。此外,作为地区差异重要表征的房价,与人力资本的流动和积累存在着紧密联系(陈斌开和张川川,2016^[28]; 张莉等,2017^[29]; 宋弘和吴茂华,2020^[30])。另一部分文献从家庭和社区层面来研究人力资本积累的影响因素。李力行和周广肃(2015)^[31]认为家庭层面的借贷约束会阻碍人力资本积累,降低社会流动性。王军鹏等(2020)^[32]研究发现父母邻居拥有较好职业能够促进子女的学习成绩提升,而刘宏和李嘉莹(2023)^[33]认为教育水平更高的邻里环境能够显著提升青少年的人力资本积累,而且作用并不小于父母。此外,殷戈等(2020)^[34]通过“随机分班”这一自然实验研究发现,同班同学父母的教育水平较高也能积极促进学业成绩。还有研究关注了如高校扩招、落户门槛变迁、精准扶贫、人才培养计划等政策的影响(郭庆旺和贾俊雪,2009^[35]; Che and Zhang, 2018^[36])。

综上,关于教育政策助力青少年发展的研究较为丰富,但是关于城乡教育均等化政策的研究较少。并且对于城乡均衡发展,现有研究侧重于扶贫与土地改革政策(宋弘等,2022^[15]; 肖伟等,2023^[37]),而对城乡教育均衡关注较少。而本文对于首席教师计划的研究是对教育均等化研究领域的有益补充。本文将以教育均等化与青少年人力资本发展为切入点,对公共教育服务政策与青少年人口高质量发展进行深入研究。

三、制度改革背景、数据清理与基准识别策略

(一) 首席教师计划

2019年3月,中华人民共和国教育部印发《关于开展中西部乡村中小学首席教师岗位计划试点工作的通

知》，决定在安徽、河南、陕西、甘肃 4 省实施乡村中小学首席教师岗位计划。这一计划旨在为特岗教师计划补上教学质量的短板。相比于特岗教师计划，首席教师计划更侧重推动教学质量的质变，以补短板、保质量的方式推动乡村教育的发展。

首席教师岗位面向县域中小学教师招聘，侧重语文、数学、英语学科，实行三年一任管理制。专任教师在 100 人以下的乡镇或学区，可以在小学和初中分设 1 个首席教师职位；专任教师在 100 人以上、200 人以下的乡镇或学区，可分设 2 个首席教师岗位。首席教师的岗位职责不仅包括参加所在乡村学校的正常教学工作，还要参与所在地区教育教学改革以及青年教师培养工作。首席教师计划方案明确指出，当地政府要根据实际情况提供经费，帮助首席岗位教师建设名师工作室，支持首席岗位教师通过多种形式，完成本乡镇青年教师培养、指导任务。同时，入选首席教师岗位的教师在各级评优评先、先进个人、特级教师评选时也会予以优先考虑，而对于优秀试点区县，省教育厅还会在重大教育改革试点和工程项目建设中予以倾斜照顾。依靠省市县政府的层层激励、上下把关，首席教师计划成为推动义务教育均等化的重要契机。

（二）数据清理与基准识别策略

本文数据来源于中国家庭追踪调查（CFPS）。CFPS 数据具有家庭成员全覆盖、不局限于同住成员、全面地刻画家庭代际关系的优势，包含社区库、家庭成员库、家庭经济库、成人库与少儿库，囊括了丰富的成人与青少年个体信息，其中包含了青少年成绩、认知能力、家庭教育观念和非认知能力等信息。本文使用的主要信息来自 2014、2016、2018 和 2020 年的少儿问卷或少儿代答问卷，其中，青少年群体为小学、初中在校生，年龄为 5 岁到 15 岁。

进一步地，在本文基准研究分析中，我们剔除了无法识别区县的个体样本。此外，为了保证试点地区（处理组）与非试点地区（控制组）具有较好的可比性，本文还剔除了直辖市、沿海发达省份以及距离相差较远的省份，最终分析样本为四川、安徽、山西、河北、河南、湖北、甘肃和陕西八个省的微观个体观测数据。最终被访少儿共计 4458 位，总样本达到 9401 个。其

中，试点区县样本为 2229 个，非试点区县样本为 7172 个。

本文核心被解释变量为青少年的学业表现，具体为个体总成绩、语文成绩和数学成绩水平，来源于少儿代答库。通过家长对“上学期语文/数学成绩如何？”这一问题的代答，我们可以获取最近青少年的语文和数学成绩，并划分为优、良、中、差四个等级。本文根据成绩进行赋值，差到优分别赋值 1~4。语文和数学成绩作为正交性强的因子，在不同的维度中反应青少年的能力，因此本文将语文成绩与数学成绩进行加总获得分值位于 2~8 的总评成绩。

在控制变量的选择上，本文控制了可能影响青少年学业表现的个人特征变量和家庭特征变量。其中个人特征变量包含性别、年龄、城乡户籍分类和教育程度。同时，在家庭特征变量中，本文首先控制了父亲与母亲的年龄和学历水平，其中学历水平最小值 1 代表文盲，最大值 9 代表博士学历。其次，由于家庭收入与家庭居住情况也可能影响青少年学业表现，因此本文还控制了家庭成员数、家庭人均年收入与是否拥有现住房产权。描述性统计信息如表 1 所示。

表 1 展示了相关机制分析变量。具体的机制从三个渠道来进行分析，即教师素质、家庭教育观念和青少年非认知能力。教师综合素质评价指标在客观上较难搜集，但本文根据少儿问卷中青少年对各位教师的满意程度来侧面反映教师的素质水平，即根据其对自己的班主任、语文老师和数学老师满意度的回答得到教师素质指标：非常不满意取值为 1、非常满意取值为 5。家庭教育观念具体包含了家长是否为孩子未来教育存钱^①、平均每周辅导作业时长（小时/每周）、父母期望孩子受到的最高教育学历、家长是否关心孩子的教育^②以及是否想把孩子送到国外念书^③。关于非认知能力，本文主要基于三个反映自我积极价值准则的问题，即“公平竞争才有和谐的人际关系”“努力工作能得到回报”以及“聪明才干能得到回报”。其中，青少年个体十分不同意取值为 1、十分同意取值为 4。

本文采用传统双重差分法来考察首席教师计划的影响。与以往研究（宋弘等，2022^[15]；刘宏和李嘉莹，2023^[33]）不同，本文的核心被解释变量为个体总成绩、语

① 针对青少年，代答问卷询问了家庭“是否已开始为这个孩子的教育存钱”，是则取值为 1，否为 0。

② 针对访员回答，家庭的环境（比如孩子的画报、图书或其他学习材料）表明父母关心孩子教育的程度，若十分不同意取值为 1，若十分同意则取值为 5。

③ 根据代答问卷中“您是否想过把孩子送到国外去念书？”，若想过则为 1，若没想过则为 0。

表 1

描述性统计

	变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
核心被解释变量	总评成绩	5.519	1.788	2.000	8.000	7782
	语文成绩	2.753	0.963	1.000	4.000	7783
	数学成绩	2.767	1.025	1.000	4.000	7787
处理变量	是否发布政策(区县)	0.237	0.425	0.000	1.000	9401
控制变量						
个人特征变量	性别	0.532	0.499	0.000	1.000	9401
	年龄	10.163	2.864	5.000	15.000	9401
	城乡(1城市,0农村)	0.346	0.476	0.000	1.000	9320
	教育程度	3.844	2.847	0.000	12.000	9336
	父亲学历	2.800	1.333	1.000	9.000	8819
家庭特征变量	父亲年龄	37.992	6.242	22.000	81.000	8816
	母亲学历	2.639	1.535	1.000	9.000	8916
	母亲年龄	36.084	6.116	20.000	76.000	8912
	是否有现住房产权	0.889	0.314	0.000	1.000	9305
机制分析变量	家庭成员数	5.316	2.055	1.000	21.000	8828
	家庭人均纯收入(万)	0.733	0.922	0.000	17.121	9074
	对班主任满意度	4.421	0.917	1.000	5.000	2169
对教师的满意度	对语文老师满意度	4.365	0.948	1.000	5.000	2167
	对数学老师满意度	4.330	0.942	1.000	5.000	2169
	教育存钱(1是,0否)	0.160	0.367	0.000	1.000	9303
	每周辅导孩子作业时间	2.724	4.704	0.000	40.000	9312
家庭教育观	父母期望子女学历	5.928	1.535	0.000	8.000	9401
	关心孩子教育	3.238	0.988	1.000	5.000	6618
	想送孩子出国	0.171	0.376	0.000	1.000	9297
	公平竞争	3.826	0.844	1.000	5.000	2524
非认知能力	努力工作	4.026	0.764	1.000	5.000	2635
	聪明才干	3.704	0.946	1.000	5.000	2634

注:数据来自作者对 2014、2016、2018、2020 年 CFPS 多期数据的整理。以下表格数据来源相同。

文成绩和数学成绩水平,而非词汇和数组测试得分^①。并且,首席教师计划的岗位设置侧重语文、数学和英语学科。为了考察政策对试点地区的平均处理效应,本文将四个省份中的试点县市作为处理组 $Treat_c=1$,其他非试点县市作为控制组 $Treat_c=0$ 。政策时间点为 2019 年 4 月,因此在试点时间之后则 $Post_t=1$,政策试点时间之前 $Post_t=0$ 。由此,基于准自然实验,借鉴何雨可等(2023)^[38]的思想,构建如下识别策略式:

$$Performance_{ict} = \alpha + \beta_1 Treat_c * Post_t + Control_{ict} + U_c + \tau_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, $Performance_{ict}$ 为区县 c 的青少年个体 i 在年份 t 的成绩,具体包含总评成绩、语文成绩和数学成绩。

①以往文献大多采用个体词汇测试得分和数组测试得分水平来衡量人力资本,但因在 2020 年,大多访问是通过电访形式搜集,使得这两组变量呈现极低的应答率。据此,本文选择了个体语文和数学的平均成绩作为本文研究的代理变量。

$Treat_c$ 为试点区县的二元处理变量, $Post_t$ 为发布政策时点前后的虚拟变量。 β_1 为本文关注的系数,即为首席教师计划对试点地区青少年的成绩影响效应。 $Control_{ict}$ 为控制变量,具体包含个体特征变量和家庭特征变量。 U_c 为区县固定效应, τ_t 为年份时间固定效应, ε_{ict} 代表随机误差项。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结论

根据式(1)的识别策略式,本节回归结果如表 2 所示。表 2 中第(1)(3)和(5)列控制了个体特征变量和区县固定效应,第(2)(4)和(6)在以上基础上进一步控制

了家庭特征变量和年份固定效应。为了规避潜在的异方差和自相关问题,本文分析均为区县层面的聚类稳健标准误回归结果。表2表明,首席教师计划显著提升了受益地区的总评成绩水平,其中对数学成绩的提升尤为显著,对语文成绩有促进作用但结果并不稳健。从控制变量来看,男孩相对于女孩的语文成绩更低,个人年龄与成绩呈现负相关关系。在其他条件相同的

情况下,青少年受教育程度与成绩评价呈现正相关关系。父亲和母亲的受教育水平越高,子女的成绩相对更好。最后,家庭收入越高的家庭,青少年的成绩评价越高。总体而言,首席教师计划在短期内提高了试点地区青少年的成绩水平,表明以首席教师为核心,带动学科领域老师共同进步的试点政策已产生积极成效。

表2 首席教师计划与青少年成绩

自变量	总评成绩		语文成绩		数学成绩	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
试点区*政策后	0.238*** (0.086)	0.244** (0.115)	0.113* (0.057)	0.123 (0.077)	0.131*** (0.044)	0.127** (0.057)
性别	-0.259*** (0.047)	-0.286*** (0.049)	-0.262*** (0.025)	-0.276*** (0.027)	0.004 (0.028)	-0.009 (0.029)
年龄	-0.154*** (0.035)	-0.130*** (0.032)	-0.053*** (0.019)	-0.044** (0.018)	-0.100*** (0.019)	-0.085*** (0.017)
教育程度	0.282*** (0.084)	0.150* (0.082)	0.116** (0.048)	0.047 (0.047)	0.165*** (0.043)	0.104** (0.042)
城乡	0.023 (0.033)	0.006 (0.031)	0.010 (0.018)	0.003 (0.017)	0.011 (0.018)	0.002 (0.017)
父亲教育水平		0.141*** (0.041)		0.076*** (0.019)		0.065*** (0.023)
父亲年龄		-0.011 (0.010)		-0.003 (0.005)		-0.008 (0.005)
母亲教育水平		0.081*** (0.029)		0.035** (0.014)		0.045*** (0.015)
母亲年龄		0.009 (0.010)		0.005 (0.006)		0.004 (0.005)
现住房产权		-0.030 (0.071)		-0.038 (0.038)		0.007 (0.040)
家庭成员数		-0.005 (0.015)		0.000 (0.009)		-0.005 (0.009)
家庭人均纯收入		0.094*** (0.030)		0.038** (0.015)		0.056*** (0.017)
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.082	0.105	0.068	0.089	0.083	0.101
样本量	7722	6833	7723	6834	7727	6837

注:1.*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,后表同;2.表中所有列均为区县层面的聚类标准误回归结果。

(二)平行趋势检验

以上基准结论成立的前提是满足事前平行趋势假设。平行趋势假设可以排除试点地区和非试点地区不会受到其他潜在不可观测因素或政策的影响,从而保证结论的可信性。在方程(1)中加入各年份虚拟变量和处理组的交乘项进行平行趋势检验,其平行趋势检验结果如表3所示。在政策试点前两期,试点区与非试点区的青少年成绩没有显著变化差距。但在政策发布以后,总评成绩与数学成绩出现了显著上升。由此,本文基准结论的事前平行趋势假设得以满足。

(三)稳健性检验

进一步,本文进行稳健性检验。在基准回归中,本文以少儿代答问卷中父母对子女成绩水平的评价作为分析指标。父母对子女的成绩评价更能够反映子女对父母教育期望的满足度,但也有其缺陷性:一方面受到

其与子女交流程度影响,如果子女谎报成绩,可能使得父母评价具有一定偏差^①;另一方面受到父母标准的影响,某些父母对子女的学业要求不高,但有些要求极高,成绩接近满分才算优秀。因此,本文需要对原总评成绩进行转换修正来消除潜在的偏误。具体操作是,根据父母对孩子本学期/下学期的期望平均成绩(总分100分),将其与父母的总评成绩占比位次相乘,得到父母在期望成绩基础上的总评分数。这一处理可以基本消除父母的异质性评价标准问题。对于转换修正后的总评成绩的双重差分结果如表4所示。在逐渐加入控制变量后,首席教师计划的正向影响依然十分稳健。

继而,本文采用序数 Probit 模型进行稳健性检验。本文的核心被解释变量——成绩指标为非负正整数,且是排序变量。对此,Oprobit 模型可作为合适的稳健性检验方法。本文对总评成绩、语文成绩和数学成绩

^①尽管存在子女谎报成绩的可能,但是父母的评价只能是优、良、中、差。首先,这种评价体系能够包含较大偏离度;其次,信息技术的发展使父母能够从数字设备渠道了解学生成绩。鉴于此,本文认为这一主观性问题并不会影响基准分析结论。

都选择了序数 Probit 模型进行分析,结果如表 5 所示。其中,第(1)(3)(5)列控制了个人特征变量、年份固定效应和区县固定效应,第(2)(4)(6)列进一步控制了家庭特征变量。表 5 的结论与表 2 一致,即政策使青少年总评和数学成绩显著提升,语文成绩提升并不明显。

表 3 平行趋势检验

	总评成绩	语文成绩	数学成绩
	(1)	(2)	(3)
政策前两期×试点区	0.240 (0.231)	0.128 (0.117)	0.107 (0.118)
政策前一期×试点区	0.174 (0.212)	0.048 (0.109)	0.124 (0.113)
政策后一期×试点区	0.385* (0.222)	0.181 (0.122)	0.206* (0.110)
个人特征变量	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
区县固定效应	是	是	是
R ²	0.105	0.089	0.101
样本量	6833	6834	6837

注:控制变量设置与表 2 保持一致。

表 4 稳健性检验 1:转换修正核心被解释变量

	平滑修正总成绩		
	(1)	(2)	(3)
试点区×政策后	2.253** (0.998)	2.982** (1.213)	3.028** (1.424)
个人特征变量	是	是	是
家庭特征变量	否	是	是
年份固定效应	否	否	是
区县固定效应	是	是	是
R ²	0.099	0.120	0.120
样本量	7706	6819	6819

注:其他回归设置与表 2 保持一致。

表 5 稳健性检验 2:Oprobit 模型

	总成绩		语文成绩		数学成绩	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
试点区×政策后	0.128** (0.062)	0.141** (0.069)	0.155** (0.075)	0.143 (0.090)	0.086 (0.064)	0.131** (0.064)
个人特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.024	0.030	0.028	0.036	0.033	0.040
样本量	7722	6833	7723	6834	7727	6837

注:其他回归设置与表 2 保持一致。

(四)异质性分析

尽管首席教师计划能有效提升乡村的青少年人力资本,但可能产生城乡差异性影响。对此,本文进行城乡异质性分析。根据青少年居住社区性质,本文将样本分为乡村、城市两个子样本,异质性分析结果如表 6 所示。其中,前三列为政策对农村的影响结果,后三列为城市结果。在政策实施后,农村地区的青少年群体无论是总成绩还是语文和数学成绩,都得到了显著提升。在城市地区,该政策也提高了当地青少年的成绩,但效应不显著。可见,首席教师计划显著提升了乡村青少年学业成绩,并且没有对城市青少年学业产生负向影响。合理调动了城市的优质教育资源,推动了义务教育的城乡均衡发展。

表 6 异质性分析:城乡

	农村			城市		
	总成绩	语文	数学	总成绩	语文	数学
试点区×政策后	0.299** (0.115)	0.148** (0.066)	0.158** (0.064)	0.235 (0.217)	0.104 (0.144)	0.131 (0.112)
个人特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.087	0.081	0.085	0.178	0.161	0.159
样本量	4456	4455	4459	2377	2379	2378

注:其他回归设置与表 2 保持一致。

此外,男女生对新教育的适应程期可能不同,导致了性别异质性的出现。本文对不同性别进行分组回归,结果如表 7 所示。前三列和后三列分别为政策对女孩、男孩的处理效应。其对女孩成绩的提升作用不显著,但对男孩却显著为正且作用更大。

五、机制探索

本文预期该政策从三个方面对青少年学业产生影响。首先,教师素质:通过首席教师和乡村教师共建乡村首席教师工作室,激发教师自我素质完善,在首席教师的引领下形成发展共同体,推动当地教学科研工作,提高教师的平均素质。其次,家庭教育观念:师资队伍质量的改善有可能会对家庭父母的家庭教育观念产生影响,即通过教师与父母的交流促使后者更关心子女学业,甚至进行更多的教育储蓄。最后,青少年非认知能力:教师素质的改善直接影响青少年的价值观,使其非认知能力得到提升,让青少年树立学习与奋斗的正确价值观,从而规范学习态度,提升学业成绩。

表 7

异质性分析:性别

	女孩			男孩		
	总成绩	语文	数学	总成绩	语文	数学
试点区×	0.060	0.044	0.015	0.347**	0.153*	0.203**
政策后	(0.147)	(0.097)	(0.074)	(0.138)	(0.090)	(0.079)
个人特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.103	0.080	0.104	0.125	0.090	0.126
样本量	3189	3191	3192	3644	3643	3645

注:其他回归设置与表 2 保持一致。

(一)教师整体素质

由于难以搜集教师综合素质评价指标,因此以青少年的评价作为教师素质的代理指标进行分析。在少儿问卷中,记录有青少年对老师的满意情况打分指标:非常不满意赋值为 1,非常满意赋值为 5。鉴于本文核心被解释变量为语文成绩与数学成绩,因此以对班主任、语文老师和数学老师的打分记录进行机制分析,具体分析结果如表 8 所示。第(1)(2)列为对班主任的满意度分析,第(3)(4)列为对语文老师的满意度分析,第(5)(6)列为对数学老师的满意度分析。可以发现,政策实施后,班主任和语文老师的素质评价还未得到明显改善,但数学老师获得了显著好评。在基准回归中,也可以看出青少年在数学成绩上得到了更为显著的改善。以此可知,首席教师角色对数学教师水平提高作用明显,但班主任和语文教师仍需得到进一步指导。

表 8

机制分析:教师素质

	班主任		语文老师		数学老师	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
试点区×	0.055	0.014	0.085	0.015	0.177***	0.141*
政策后	(0.072)	(0.085)	(0.078)	(0.096)	(0.065)	(0.075)
个人特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.059	0.074	0.052	0.062	0.055	0.064
样本量	2151	1968	2149	1966	2151	1968

注:其他回归设置与表 2 保持一致。

(二)家庭教育观念

基于 CFPS 中的个人库与少儿代答库,可以获取与家庭教育观念相关的代理指标,其中具体包含了家长是否为孩子未来教育存钱、平均每周辅导作业时长(小时/每周)、父母期望孩子受到的最高教育学历、家长是否关心孩子的教育以及是否想把孩子送到国外念书五

个指标。将以上五个指标作为被解释变量,对家庭教育观念的机制进行分析,结果如表 9 所示。在政策实施一年后,试点地区父母的家庭教育观念没有显著改变。可见,试点地区的家庭教育观念可能较为落后,父母在子女的教育活动中扮演的角色不够活跃。

表 9 机制分析:家庭教育观念

	教育 存钱	辅导 作业	父母 期望	关心 教育	送孩子 出国	
					(1)	(2)
试点区×	-0.004	0.377	-0.083	-0.220	0.008	
政策后	(0.023)	(0.462)	(0.110)	(0.186)	(0.026)	
个人特征变量	是	是	是	是	是	
家庭特征变量	否	是	否	是	否	
年份固定效应	否	是	否	是	否	
区县固定效应	是	是	是	是	是	
R ²	0.074	0.191	0.083	0.357	0.044	
样本量	8147	8154	8181	5806	8143	

注:所有回归设置与表 8 保持一致。

(三)青少年非认知能力

相比认知能力,非认知能力得到的关注稍显不足。后者的塑造更依赖个体的情商、感觉和思维方式,与学习和技能挂钩较少。但其对青少年品质形成、价值观构建以及社会资本积累都有着不可忽视的意义(李瑞等,2022)^[39],直接影响青少年的学习态度与努力程度。

当前对非认知能力的测量没有定论,借鉴宋弘等(2022)^[15]、刘宏和李嘉莹(2023)^[33]的研究,本文采用三个价值准则指标来反映青少年的非认知能力,即“有公平竞争才有和谐的人际关系”“在当今社会,努力工作才能得到回报”和“在当今社会,聪明才干能得到回报”。如表 10 所示,第(1)(2)列为对公平竞争观点的回归分析结果,第(3)(4)列为对努力工作观点的回归分析结果,第(5)(6)列为对聪明才干观点的回归分析结果。可以发现,政策实施后,试点地区青少年的非认知能力得到显著改善,具体表现为:第一,公平竞争意识变得更明确,这有助于其树立正确的竞争观念、加强青少年的自我竞争意识;第二,努力意识变得更明确,更加明确以自身努力实现学业“逆袭”的目标;第三,可能更知晓了聪明才干的重要性,但这一观念改变并不具有稳健的显著性。政策部分显著地提升了青少年群体的非认知能力,可以视为其成绩改善的重要渠道。

综上所述,首席教师计划短期内对青少年学业表现提升的渠道主要在两个方面:一是教师素质,该政策为受益地区带来的首席教师引领了当地教师素质的改善,这主要体现为数学教师素质的显著提升;二是青少

年非认知能力,该政策显著改善了青少年对公平竞争与努力观念的认知,促进了青少年学业水平提高。

表 10 机制分析:青少年非认知能力

	公平竞争		努力工作		聪明才干	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
试点区×政策后	0.207*** (0.054)	0.138* (0.077)	0.129*** (0.046)	0.133** (0.062)	0.229*** (0.069)	0.047 (0.099)
个人特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.043	0.059	0.033	0.050	0.041	0.069
样本量	2494	2257	2602	2340	2601	2339

注:所有回归设置与表 8 保持一致。

六、结论与建议

本文关注了首席教师计划政策对青少年学业表现的潜在影响,以双重差分法探究了该计划对试点地区青少年的学业成绩的政策效应。结果显示,试点地区的青少年总评成绩得到显著提升,其中数学成绩尤为明显,语文成绩虽有提升但显著性不稳健。异质性分析发现,首席教师计划对乡村青少年成绩产生显著提升的同时,对城市青少年成绩没有负向效应,且该政策对男孩群体影响更为明显。本文进一步探讨了首席教师计划影响青少年学业成绩的渠道。在教师素质方面,首席教师起到了引领作用,带动了数学教师的素质改善。在青少年非认知能力方面,政策显著改善了青少年对公平竞争与努力观念的认识。但在短期内,首席教师对家庭教育观念还未起到明显的促进效应。由此,本研究所产生的启示如下:

其一,首席教师计划对语文成绩的提升并不显著,首席教师长期的成果产出仍有待深耕。语文成绩体现的阅读、归纳、表达能力更具有社会性特征,是破除社会流动障碍的必要条件。在语文教育中,社会网络具有更明显的影响,家庭和学校能赋予的交流机制可以产生极大的帮助,但是农村中留守儿童较多使得这一效果难以实现。当前,乡村社会相比城市更低的专业化分工程度和人才梯队断层的现状决定了复合型人才在乡村振兴中的作用更为关键。因此,首席教师在各学科领域的引领带动作用仍需全面加强,尤其是需要丰富日常交流活动并增加首席教师的岗位稳定性以提高语文教师的带动效应,以全面覆盖提升青少年人力资本的可行路径。

其二,首席教师计划主要对男孩群体产生了显著影响,还需着力加强对女孩的帮助。这一差异是社会文化因素多重作用的结果。一方面,在许多偏误认知中,性别差异是天然合理且可以强化的,从而形成歧视性的教育资源投入。另一方面,由于男孩较容易因叛逆影响学业,环境的变化更容易对男孩群体产生纠正性的影响。此外,男孩群体的内部差异往往更大,如果对于成绩较差学生开展专门性的帮助,也体现为男孩群体成绩的显著上升。由于学业成绩直接决定了选拔制下的升学概率,更影响了社会分工、劳动所得、家庭地位等一系列后果,因此在计划实施中,需进一步关注女孩群体对新教学方式的适应与融入积极性,推动教育资源向弱势群体倾斜。

其三,首席教师计划在短期内并未有效改善父母的教育观念。众多家长未意识到,在较早人生阶段的教育投资相比于成年后所产生的回报更大。并且,学业成绩的提升并不仅得益于青少年自己的改变,家庭环境和父母素质都在其中扮演了不可估量的角色。因此,加强师资队伍建设的同时,推进学校与父母的积极沟通,逐步引导父母优化教育观念也是关键工作。但庆幸的是,首席教师计划对青少年的部分非认知能力产生了好的引导作用,这对青少年价值观形成和人生发展具有长期性的积极影响,所形成的优良学风将有效增加乡村人才储备。因此,进一步推进首席教师计划的落实,优化师资队伍配置,推进资源均衡分配,将为更多的乡村青少年产生积极的激励与引导。

参 考 文 献

- [1]谈松华.农村教育:现状、困难与对策[J].北京大学教育评论,2003(1): 99-103.
- [2]骆永民,樊丽明.中国农村人力资本增收效应的空间特征[J].管理世界,2014(9): 58-76.
- [3]赵西亮.教育、户籍转换与城乡教育收益率差异[J].经济研究,2017,52(12): 164-178.
- [4]DOWNEY D B, PRIBESH S. When race matters: teacher's evaluations of students' classroom behaviour[J]. Sociology of education, 2004, 77(4): 267-282.
- [5]RIVKIN S. Desegregation since the Coleman report: racial composition of schools and student learning[J]. Education next, 2016, 16(2): 29-37.
- [6]TIEBOUT C M. A pure theory of local expenditures[J]. Journal of political economy, 1956, 64(5): 416-424.
- [7]ROSEN S. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition[J]. Journal of political economy, 1974,

- 82(1): 34–55.
- [8] ROSENTHAL L. The value of secondary school quality[J]. Oxford bulletin of economics and statistics, 2003, 65(3): 329–355.
- [9] WEN H Z, ZHANG Y, ZHANG L. Do educational facilities affect housing price? An empirical study in Hangzhou, China [J]. Habitat international, 2014, 42: 55–163.
- [10] WANG S Y. State misallocation and housing prices: theory and evidence from China[J]. American economic review, 2011, 101(5): 2081–2107.
- [11] 邵磊,任强,侯一麟.基础教育均等化措施的房地产资本化效应[J].世界经济,2020,43(11): 78–101.
- [12] 刘绍涛,张协奎.租购并举、房价变动与住房市场发展[J].当代财经,2020(3): 3–15.
- [13] 叶菁菁,谢尚,余建宇,等.租售同权政策与住房租购市场联动[J].世界经济,2022,45(3): 161–184.
- [14] 汤玉刚,刘亚南.包容性公共服务为何导致居住群分:以定点学校政策为例[J].世界经济,2022,45(11): 125–149.
- [15] 宋弘,罗吉罡,黄炜.教育扶贫与人力资本积累:事实、机制与政策含义[J].世界经济,2022,45(10): 3–27.
- [16] 邹培,雷明.教育帮扶:从脱贫攻坚到乡村振兴[J].首都师范大学学报(社会科学版),2022(S1): 72–84.
- [17] DANG H A. The determinants and impact of private tutoring classes in Vietnam[J]. Economics of education review, 2007, 26(6): 683–698.
- [18] 李佳丽,胡咏梅.谁从影子教育中获益?——兼论影子教育对教育结果均等化的影响[J].教育与经济,2017(2): 51–61.
- [19] 汪三贵,冯紫曦.脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接:逻辑关系、内涵与重点内容[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(5): 8–14.
- [20] 袁利平,姜嘉伟.教育扶贫何以可能——基于教育扶贫机制整体性框架的再思考[J].教育与经济,2021,37(1): 3–10.
- [21] 杜育红,杨小敏.乡村振兴:作为战略支撑的乡村教育及其发展路径[J].华南师范大学学报(社会科学版),2018(2): 76–81.
- [22] 张万朋,张瑛.乡村振兴背景下教育“扶智扶志”长效机制的构建[J].苏州大学学报(教育科学版),2023,11(1): 36–46.
- [23] 卢盛峰,杨光耀,马静,等.面向乡村振兴的公共服务均等化研究:以医疗和教育为例[J].财政研究,2022(6): 50–63.
- [24] SCHULTZ T W. Investment in human capital[J]. The American economic review, 1961, 51(1): 1–17.
- [25] 吕炜,刘国辉.中国教育均等化若干影响因素研究[J].数量经济技术经济研究,2010,27(5): 20–33.
- [26] 陈斌开,张鹏飞,杨汝岱.政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J].管理世界,2010(1): 36–43.
- [27] 李海峰,贾娜,张晓蓓,等.中国人力资本的区域分布及发展动态[J].经济研究,2013,48(7): 49–62.
- [28] 陈斌开,张川川.人力资本和中国城市住房价格[J].中国社会学,2016(5): 43–64.
- [29] 张莉,何晶,马润泓.房价如何影响劳动力流动? [J].经济研究,2017,52(8): 155–170.
- [30] 宋弘,吴茂华.高房价是否导致了区域高技能人力资本流出? [J].金融研究,2020(3): 77–95.
- [31] 李力行,周广肃.家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性[J].经济学(季刊),2015,14(1): 65–82.
- [32] 王军鹏,张克中,鲁元平.近朱者赤:邻里环境与学生学习成绩[J].经济学(季刊),2020,19(2): 521–544.
- [33] 刘宏,李嘉莹.教育代际邻里效应与青少年人力资本积累——来自 1986 年《义务教育法》的证据[J].经济学(季刊),2023,23(2): 784–800.
- [34] 殷戈,黄海,黄炜.人力资本的代际外溢性——来自“别人家的父母”的证据[J].经济学(季刊),2020,19(4): 1491–1514.
- [35] 郭庆旺,贾俊雪.公共教育政策、经济增长与人力资本溢价[J].经济研究,2009,44(10): 22–35.
- [36] CHE Y, ZHANG L. Human capital, technology adoption and firm performance: impacts of China's higher education expansion in the late 1990s[J]. Economic journal, 2018, 128(614): 2282–2320.
- [37] 肖伟,刘文华,谢婷.就地城镇化的家庭收入效应——基于中国家庭金融调查(CHFS)的实证研究[J].金融研究,2023(2): 152–170.
- [38] 何雨可,牛耕,逮建,等.数字治理与城市创业活力——来自“信息惠民国家试点”政策的证据[J].数量经济技术经济研究,2024,41(1): 47–66.
- [39] 李瑞,刘颖,刘超.隔代照料对青少年非认知能力的影响研究[J].基础教育,2022,19(5): 89–101.

Quality Equalization of Compulsory Education, Teachers' Competence and Students' Academic Performance: Evidence from the Chief Teacher Program

Shang Xie¹, Hui Zhang¹, Qi Tang²

(1.School of Economics, Peking University, Beijing 100871;

2.School of Health Humanities, Peking University, Beijing 100191)

(下转第 69 页)

Can the Policy of Taking the College Entrance Examination in Another City Improve the Higher Education Opportunities for Migrant Children? Evidence from the Yangtze River Delta

Ningning Liu, Jingjing Yang

(School of Education Sciences, Hunan Normal University, Changsha 410081)

Abstract: In the context of the new era, the situation of migrant children receiving higher education is still not optimistic. Exploring the impact of the college entrance examination policy that allows students to take college entrance examination in another city on the higher education opportunities of migrant children from migrant families is of great significance for promoting higher education equity and improving the off-site college entrance examination policy. This article adopts the difference-in-differences method and takes the floating population in the Yangtze River Delta region as the research object to empirically explore the impact of the off-site college entrance examination policy on the higher education opportunities of migrant children. It is found that the off-site college entrance examination policy helps migrant children obtain higher education opportunities, and the policy effect shows a trend of first increasing and then decreasing over time. At the same time, the policy of off-site college entrance examination positively moderate the impact of cultural capital and social class status of migrant families on the higher education opportunities of their accompanying children. This indicates that the policy of taking the college entrance examination in other cities has become an important mechanism for maintaining and strengthening educational inequality within the floating population group.

Key words: the off-site college entrance examination policy; migrant children; higher education opportunities; family capital

责任编辑 叶庆娜

(上接第 38 页)

Abstract: Taking the “Chief Teacher Program” as an example, this article explored the impact of quality equalization for compulsory education on students’ academic performance. The article found that the Rural Chief Teacher Program significantly improved the overall academic performance of rural students, with notable improvements in mathematics. This program primarily benefited rural students, particularly boys, and did not make a negative impact on urban youth. The study verified the mechanisms, including the program’s significant enhancement of certain teachers’ competence, and the promotion of students’ non-cognitive abilities. However, this program did not bring significant changes to family educational perspectives and led to gender disparities in academic performance. Therefore, this article suggests that this program has effectively improved rural education conditions and promoted equalization in compulsory education. It needs a focus on strengthening the influence of Chinese language teachers and head teachers, shifting resources to girls, and improving parents’ educational perspectives.

Key words: chief teacher program; compulsory education; equalization; academic performance

责任编辑 张河森