

中国撤点并校政策的长期效应*

——基于对农村学生成年后收入影响的分析

郭炳序 叶春辉 陈伟玮 朱浩天

(浙江大学中国农村发展研究院 杭州 310058)

摘要:撤点并校的初衷是通过整合学校布局实现教育资源的优化配置,但在实施过程中出现了学生入学难度增大等一系列问题。少有文献关注撤点并校的长期效应,本文使用包含2000户农户的2005—2019年五期面板数据研究撤点并校对农村学生成年后收入的影响。本文通过倾向得分匹配和多期双重差分方法估计政策净效应并解决不同样本村撤点并校发生时间不同的问题。结果表明,控制了个人特征变量、父代特征变量和地区特征后,撤点并校会对受影响学生成年后的收入水平产生显著的负向影响,说明撤点并校阻碍了农村学生的长期发展。影响机制分析显示,撤点并校对学生长期发展的影响来自于通勤距离增加对学生人力资本积累的阻碍;对结果的异质性分析则表明,女性、来自欠发达乡镇和低收入家庭的个体受到的消极影响更大。

关键词:撤点并校;收入水平;倾向得分匹配;双重差分方法

一、引言

人力资本是推动收入提升和国家发展的重要因素(Mankiw, 1992; 杨俊等, 2007)。改革开放以来,中国的城镇化和现代化进程迅速推进,人才培养为国家的持续发展提供了动力源泉,教育也成为建设社会主义现代化的重要领域。2017年,习近平总书记在中国共产党第十九次代表大会上指出,建设教育强国是中华民族伟大复兴的基础工程,必须把教育事业放在优先位置。然而,由于城镇化的发展和人口流动的加快,城乡基础设施建设和收入差距不断拉大,城乡之间教育不平等的问题也逐步凸显(张海峰, 2006; 褚宏启, 2009; 吴愈晓, 2013)。在这一背景下,为了促进教育公平和人力资本积累,中国农村教育事业发展则显得尤为重要。

1995—2000年,教育部和财政部进行了“国家贫困地区义务教育工程”的建设,促进贫困地区义务教育普及和学校建设。而从20世纪90年代末开始,基础教育的普及和农村地区分散办学导致了农村学校布局分散、教育投资压力大等一系列问题。为了优化农村教育资源配置从而缩小城乡差距,从20世纪90年代末到2012年,中国开始对全国范围内的农村学校展开布局调整,针对部分地区规模小、师资力量薄弱、教学设施较为缺乏的农村学校进行撤销和兼并,即撤点并校政策。在计划生育政策的作用下,中国出生人口数量显著下降。同时,随着社会经济的发展,农村的劳动力大量流向城市,部分学龄人口跟随父母迁往条件更好的城市地区。农村生源的直接减少造成继续维持农村教学点的教育资源利用效率低下,而过度分散的农村教学点也很难使当地学生获得优质的教育资源。

* 项目来源:国家自然科学基金项目(编号:71773113)。叶春辉为本文通讯作者

“村村办学”的农村学校布局已经无法适应新形势,少数省份为解决农村学龄人口减少和教育经费不足的矛盾进行了自主改革尝试,局部探索取得的积极效果引起了国家的重视。2001年的《国务院关于基础教育改革与发展的决定》直接提出“按照小学就近入学、初中相对集中、优化教育资源配置的原则……因地制宜调整农村义务教育学校布局”,各地的撤点并校运动进一步铺开。国家统计局的数据显示,2001年中国城乡普通小学共有近49万所,2002年则下降至45万所左右,至2012年又进一步下降到了22.8万所^①,其中农村小学数量的下降幅度达到了近63%。

撤点并校政策实施的初衷是通过优化学校布局实现教育资源的优化配置(丁冬等,2015),但大规模的撤点并校政策也引发了社会的诸多质疑。一是农村小学数量的大规模减少增加了农村学生的入学成本。由于不能就近入学,许多农村学生的入学距离增加、上学成本上升,甚至造成了部分地区学生辍学、失学现象的加剧。为了促进学校合并和集中办学,农村学生在学校变化的影响中首当其冲,学校布局的集中化导致农村学生面临着环境变化、文化冲突和更多的安全隐患(杨兰等,2014)。而入学成本上升导致的家庭负担加重使农村居民脱贫致富变得更加困难,贫困家庭受到的影响则更加明显。二是撤点并校导致了大量学生数量庞大的“超级学校”产生,这对学校的硬件设施和管理服务提出了更高的要求(梁超,2017),而学校管理经验不足和食宿等服务设施的发展不完善则同样会影响学生的健康发展。

研究发现撤点并校政策造成的学校撤并(主要为农村学校的大量撤销)对农村学生的影响是长期的,学校撤并阻碍了受到政策冲击的农村学生人力资本积累,从而对其成年后的收入水平产生负向影响。相比于前人的研究,本文从以下几个方面做出了改进。一是关注撤点并校的长期效应,本文首次考察了学校撤并的影响是否会持续到学生成年乃至工作之后。二是使用中国科学院张林秀研究员课题组分别于2005年、2008年、2012年、2016年和2019年进行的“中国农村发展调查”长期面板数据。该数据的样本包括100个村的近2000个农户,可以追溯1998—2004年的学校撤并情况,并包括了于该阶段接受小学教育且现在已成年的大量样本,为研究的可行性提供了数据支持。三是使用多期的双重差分方法解决撤点并校在各地并非统一实施的情况,并通过平行趋势检验和安慰剂检验保证结果的稳健性。四是通过村学校数量的变化识别学校撤并是否发生,仅当村学校数量变为零时将其认定为学校撤并发生村,从而避免了混淆学校撤销和学校合并造成的估计偏误。五是通过以上这种识别方法,本文排除了混淆学校撤销和合并造成的估计偏差(梁超等,2020),从而说明撤点并校造成的消极影响主要来自于农村学校的撤销。

二、文献综述和机制分析

(一)文献综述

教育和人力资本对于个人和社会发展具有重要意义。Lucas(1988)将人力资本积累作为经济增长的重要影响因素,教育程度则是衡量人力资本的重要标准(王小鲁等,2009)。Mincer(1974)和Becker(1975)构建的关于收入的人力资本模型均表明教育程度会影响收入分配状况。在中国,社会流动性减弱已经成为当前社会面临的重要问题之一(蔡洪滨,2011)。很多学者认为教育能够显著提升人力资本,教育回报率对促进收入的提高有明显的积极作用,从而促进向上的社会流动。杨俊等(2007,2008)对教育不平等和收入分配的研究表明教育扩展有利于缩小收入差距。邹薇等(2006)扩展了Lucas的人力资本模型发现,通过加强农村教育促进人力资本积累对于促进农户收入水平提高具有重要意义。从更长期的视角看,教育是促进代际流动的主要影响因素之一(阳义男等,2015),是

^① 国家统计局. 中国统计年鉴. 中国统计出版社,2013

处于低社会阶层的农村家庭破除“代际低收入传承陷阱”,实现向上社会流动的主要途径(李宏彬,2008;Deininger等,1998;Glewwe,2002;Kuha等,2010)。可见,人力资本不仅会影响个人的收入水平,也会影响长期的代际流动情况。

作为一种调整学校布局和教育资源配置的政策手段,撤点并校主要涉及对农村学校的撤销和合并,国际上有着诸多类似的政策案例。De Haan等(2016)认为学校合并和规模扩张有助于学生成绩的提高。Howley等(2011)则通过回顾已有文献和1869—1999年美国学校的合并情况强调了政府在决策中将学校撤并简单化的倾向,而这往往会导致规模不经济,贫困地区在学校撤并和整合中受到的负面冲击则更加明显。大量文献讨论了学校撤销和合并对学生成绩产生的消极影响(Engberg等,2012;Brummet,2014;Beuchert等,2018)。其中Engberg等(2012)认为这一负面影响可以被学校质量的提升所改善。Beuchert等(2018)对丹麦学校合并的研究则显示其对学生成绩的负向影响是短期性的,主要来自于环境变化导致的中断效应。Walberg(1992)认为小规模学区和学校往往更有利于学生的学习。另外,Duflo(2001)研究了印度尼西亚20世纪大规模建设学校的影响发现,学校数量增加对入学通勤距离的缩短更有利于学生就近入学以获得教育机会。总而言之,学校的撤销和合并导致的距离、环境等因素的变化都会影响学生的教育状况。

大量文献从定性的角度讨论了撤点并校政策的影响。在中国农村地区,适龄儿童数量的持续下降致使“一村一校”的格局下本就不丰裕的农村教育资源被再次摊薄,人口形势的转变增加了农村小学的管理成本和难度(梁超,2017)。丁冬等(2015)认为,地方政府在学校撤并中压缩了教育在财政投资中的比例,甚至在一些竞争力较差的弱势省份,大幅度撤点并校与官员晋升有关。另一些学者的研究则指出,撤点并校作为中国一项重要政策,取得了一系列成效的同时,也使众多小规模学校的发展陷入困境,过分推崇教育规模效益,“一刀切”式的、盲目的撤点并校也容易导致中国农村基础教育的倒退,引发新的社会问题(杨兰等,2014;雷万鹏等,2010)。可见,撤点并校在实际实施中面临教育投资缩减、政策“一刀切”等问题,而这些很可能对政策实施地区的农村学生产生消极的影响。

针对撤点并校的实证研究大多关注撤点并校的短期效应(Liu等,2010;梁超,2017;侯海波等,2018;Luo等,2009;许敏波等,2018;卢珂等,2010;胡宏伟等,2016),认为撤点并校对学生存在短期的负面影响,例如学习成绩下降和入学率降低。而Haep等(2018)认为虽然撤点并校降低了农村学生小学和初中的完成率,但学校合并导致的资源集中和教师素质提升有助于学生初中之后的人力资本积累。关注撤点并校长期效应的研究相对较少,梁超等(2020)估计了撤点并校对学生长期人力资本积累的影响发现,学校撤并显著提高了学生的高中入学率,但这一影响主要来自于撤点并校导致的学校合并,而“撤点”的情况会导致小学入学率的下降。

(二) 机制分析

在本文的分析框架中,撤点并校对于个人发展的影响存在两个方面的传导机制。第一,更短的入学距离有助于教育机会的获得(Duflo,2001)。由于农村学校的撤并,农村学生只能前往乡镇接受初中乃至小学教育,从而导致了农村学生入学的通勤距离与成本的增加。通勤距离增加不仅导致学生上学需要付出更多的时间成本,还会增加农村家庭的经济负担,使受到政策冲击的家庭面临更高的教育投入压力。梁超(2017)使用“中国西部少数民族地区经济社会状况家庭调查”(CHES)的7个省份调查数据发现,寄宿学校有助于抵消撤点并校对学生造成的负面影响;但撤并后的学校在硬件配套设施和软件环境的建设上还存在优化空间(卢珂等,2010)。陆梦秋(2016)也指出,从教育服务半径的视角分析,国家规定的各类义务教育阶段的学校服务半径只有在撤点并校前才能完全达到,寄宿学校和校车制度仍是现阶段完善基础教育资源的重要任务。另一方面,侯海波等(2018)对河北省和四川省137所乡镇小学的调查研究显示,寄宿学校导致的低龄寄宿问题同样会阻碍学生的人力资本积累。

Luo 等(2009)对陕西省寄宿学校的研究进一步表明寄宿学校宿舍、食堂等服务的落后会导致学生营养状况的恶化。

第二,撤点并校影响了学生的心理健康。撤点并校导致的环境变化和文化冲突给学生接受和适应新环境带来了心理成本,从而产生中断效应(Beuchert,2018),由此引起的社会融入问题和心理健康问题同样会对学生发展产生负面影响。胡宏伟等(2016)使用对中国西北四省农村的问卷调查对撤点并校的负面影响进行细分发现,撤点并校会造成农村学生成绩下降、心理压力增大、同学关系变差等一系列问题,这一影响在贫困家庭的学生中表现得更为明显。另外,撤点并校导致的学龄人口城镇化问题(许敏波等,2018)则不仅会加剧学生面临的学习环境变化,还会导致其面临社会环境变化带来的心理问题。Zhao(2012)对中国六个省份调查数据的研究则发现,学校的撤并增大了学生的生活压力,这主要来自于学生的通勤和寄宿过程之中。

综上,通勤距离的增加提高了学生入学的经济成本和时间成本,其导致的社会文化环境变化则会影响学生的生活和心理健康状况。寄宿可以抵消通勤距离增加带来的部分负面效应,但低龄寄宿和寄宿条件差等问题同样会对学生的学习和生活产生消极影响。大量文献证明了以上因素对学生人力资本积累的负向影响(Berry,2007;丁冬等,2013;梁超,2017;梁超等,2020;侯海波等,2018)。另一方面,Berry(2007)对美国1920—1949年出生的人口调查数据的研究认为,学校合并导致的教育水平差异会影响学生的收入不平等情况。由于教育是人力资本积累的主要途径,而人力资本的影响是长期性的,撤点并校很可能对农村学生具有更长期的影响。如图1所示,由于撤点并校导致的通勤距离增加,学生在受教育阶段面临着更高的教育投入、更高的时间成本和更大的心理与生活压力,从而影响学生最终的教育获得和人力资本积累,最后作用于学生的长期发展水平(以个人收入衡量)。

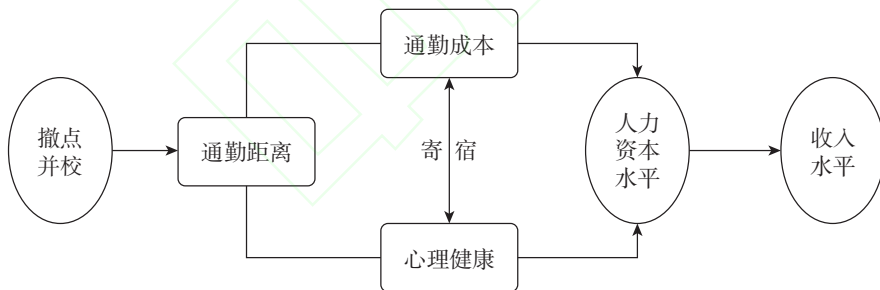


图1 撤点并校对学生长期发展水平的影响机制

已有文献缺乏对撤点并校政策效应的长期考察,由于政策效应滞后性*和缺乏相应的数据支持,前人的研究难以将政策效应扩展至对学生成年之后发展水平的考察。本文通过使用一个包含1998—2004年的村学校撤并情况和大量于该阶段接受小学教育且已成年个体的大样本数据解决了这一问题,并通过倾向得分匹配和多期双重差分方法估计撤点并校的净效应,使考察撤点并校的长期影响成为可能。

三、数据和模型

(一)数据来源

本文的数据来源依托于中国科学院张林秀研究员课题组分别于2005年、2008年、2012年、2016

* 受到撤点并校影响的主要为农村小学生,对长期发展状况的考察往往需要个体成年后的个人特征数据

年和2019年进行的“中国农村发展调查”(China Rural Development Survey, CRDS)。该调查随机选取了中国五大区域中的河北、江苏、四川、吉林、陕西5个省份。对于每个省份,从省、县、乡、村不同层次进行随机抽样。在县级层次,根据人均收入情况将所有县分为3组,再从每组中随机抽取2个县。同样,县范围内的乡镇按人均收入分成2组,每组随机抽取1个乡镇。对于村庄的选择同样按照根据收入情况分组的方法进行随机抽样,并随机抽取每个村20户农户及其家庭进行长期调查,共涉及100个村的近2000户家庭。

数据的覆盖内容较为全面,具体调查内容包括家庭结构、成员受教育程度、收入和资产情况等,所有农业和非农业活动均通过问卷进行记录,问卷还包含了各家庭的人口统计情况以及社会经济状况等各方面的详细资料,同时涵盖了乡镇、村、农户三个层级的基本信息。村和乡镇问卷中均包括了总人口、人均收入、土地面积等地方基本特征信息,并通过调查分别记录了村和乡镇两级教育资源的相关情况,例如村学校数量、乡镇中心小学数量、初中数量、高中数量等与教育资源相关的数据。

数据的时间跨度较大,本文使用的数据最早的调查时间为2005年,但数据内容的实际时间跨度可达到1996—2019年。2005年的调查中着重记录了1996—2005年村和乡镇的教育资源、诊所、灌溉、基础设施等情况。农户数据中包含了接受小学教育时间处于撤点并校政策发生时间段(大致为20世纪90年代中期至2012年)内的大量样本及其父代的个人特征信息,这为本文考察撤点并校对农村学生成年后发展的影响提供了数据支持。数据对所有样本农户进行了长期的追踪调查,即使农户在1996—2019年存在迁移行为,其仍然在该数据库的追踪调查之中,可以有效避免由于农户在撤点并校政策实施后发生的迁移行为造成样本偏误而导致的系统性误差。

(二) 变量与识别策略

研究撤点并校对于农村学生成年后收入的影响要求考察的样本已经参加工作且有收入,由于数据库中记录了村学校数量的时期为1998—2004年,所以本文使用2008年、2012年、2016年和2019年四期的年龄在16~40岁(有收入)农户的子代数据,以保证其受小学教育时期与撤点并校的实施时期大致相近。

1. 核心自变量的识别方法:使用村学校数变化识别撤点并校是否发生。本文关注的政策变量为村庄是否发生撤点并校,由于“中国农村发展调查”并未直接调查受访村是否发生过撤点并校以及学校撤并的具体年份,本文使用“村学校数”这一变量的变化来衡量学校撤并是否发生。问卷中提供了1998年、2003年和2004年三个年度村学校数的数据,将上一年度村学校数大于0且下一年度村学校数变为0的村作为发生撤点并校的村,认为其在这一时间区间内经历了撤点并校。这一设定的好处是可以避免记录撤点并校政策的实施时期时忽略村实际上可能会建造新学校而导致的估计偏误。由于初中一般都设置在乡镇一级,且调查涉及的100个村中仅有极少数村有2所及以上的学校,所以村学校基本可以代表村小学的情况。为了尽可能精确撤点并校的政策发生时期,本文使用两期时间区间并计算不同时期发生撤点并校的村数。由表1可见,有59个村一直没有经历过撤点并校,35个村经历了撤点并校,其中有22个村在1998—2003年发生了撤点并校,有13个村在2003—2004年发生了撤点并校;另有6个村一直没有学校。

2. 识别策略:多期双重差分模型。由于撤点并校是一个外生的政策冲击,而且这一政策的发生并不完全是随机的,为了更好地避免内生性和准确估计政策实施的净效应,本文使用双重差分方法(DID)考察撤点并校的影响。在前人关于撤点并校政策效应的研究中,只有少量文献使用双重差分模型考察了撤点并校对农村学生的影响(梁超,2017;梁超等,2020)。一般而言,双重差分方法有两个维度的虚拟变量,分别确定样本的分组(控制组或实验组)和样本处于政策发生前后,两个虚拟变量交互项的估计系数代表了政策产生的净效应。但不同村的撤点并校时间是不同的,所以不能确定

统一的政策发生时间,本文使用多期 DID 方法来解决这一问题。多期 DID 适用于不同样本的政策发生时间不统一的情况(王秀丽等,2019;谭荣辉等,2019),相比于传统的双重差分方法,多期 DID 不再区分分组变量和政策发生前后的虚拟变量,而是使用一个衡量样本是否经历了政策的虚拟变量代替传统 DID 中的交互项,并通过控制个体固定效应和时间固定效应代替传统 DID 模型中的分组变量和政策实施的时间变量。

表 1 不同时期发生撤点并校的村数

时期	1 期撤并	
	未发生	发生撤并
2 期撤并	未发生	59
	发生撤并	13
		22
		0

注:1 期撤并指在 1998—2003 年发生撤点并校的村数,2 期撤并指在 2003—2004 年发生撤并的村数

通过构造一个 DID 的虚拟变量来衡量多期双重差分模型中政策的净效应,其含义是若样本所在村发生过撤点并校,且样本接受小学教育的时间在撤点并校发生后(说明样本受到了撤点并校政策的冲击),则变量赋值为 1,反之为 0。由于样本年龄均在 16 岁及以上,说明已经超过了正常的接受小学教育的年龄,假定 7~12 岁为统一接受小学教育的时间,若样本接受小学教育的时间区间与所在村发生撤点并校的时间区间存在重合或处于撤点并校发生的时间之后,则认为其受到了撤点并校的影响。另外,本文的撤点并校发生时间段为 1998—2004 年,为了避免年龄过大的样本可能会影响回归结果的准确性,本文剔除了出生时间在 1980 年之前的 106 个样本,最终样本量为 1012 个*。

为了减轻政策发生的非随机性对结果的干扰,本文进一步使用倾向得分匹配(PSM)为处理组匹配合适的控制组,从而保证处理组和控制组之间并无显著差异,剔除不匹配的样本后进行多期 DID 的回归分析。

(三) 计量模型和描述性统计

根据以上设定,构建多期 DID 模型如下:

$$W_{it} = \alpha_0 + \beta_0 F W_{it} + \beta_1 merge_{it} + \beta_2 x_{it} + V_i + \varphi_i + year_t + e_{it} \quad (1)$$

其中, W_{it} 是本文关注的结果变量,表示来自 v 村的样本 i 在 t 年(2008/2012/2016/2019)年收入的对数值; $F W_{it}$ 代表样本 i 父亲年收入的对数值; $merge_{it}$ 是 DID 虚拟变量,表示来自 v 村的样本 i 在接受小学教育期间是否经历了撤点并校,是则赋值为 1,这也是本文关注的主要解释变量,其系数 β_1 代表了政策实施的净效应; x_{it} 是一系列控制变量,控制了主要的个体特征,包括年龄及其平方项、性别、受教育程度;参考梁超(2017)的做法,本文还控制了地方特征变量 V_i ,包括是否有县级以上干部、乡镇人口数和乡镇人均年收入的对数值等; φ_i 和 $year_t$ 分别控制了村级固定效应和年度固定效应,从而可

* 由于受访村中有 6 个村一直没有学校,其不在多期 DID 的考察范围之内,本文直接删去了来自这 6 个村的 44 个样本。另一个可能的问题是,本文仅统计了 1998—2004 年撤点并校的情况,而 2004 年后发生撤点并校的村数可能有进一步的增加,这会导致将一些在 2004 年后经历了撤点并校的样本认定为未经历的样本,从而可能使模型估计的政策净效应及其显著性比真实情况偏小。但目前样本中于 2004 年后入学的个体仅有近 40 个,所以本文认为这并不会对最终的结果产生显著影响。另外,受到撤点并校的政策实施时间和本文所用数据调查时间的限制,很多高学历样本(例如硕士及以上学历)在进行调查时由于学业尚未结束而未进入劳动力市场,这同样可能会影响研究结果的稳健性。本文关注的撤点并校发生时间为 1998—2004 年,在该阶段接受小学教育且已经成年的样本主要集中在 2012 年、2016 年和 2019 年三期的调查中。其中未将子代与父代个人特征变量进行匹配的硕士及以上学历且因为上学而没有收入的个体共有 34 个,仅占原始数据样本量的 0.45%。由于该群体的绝对数量很小,所以忽略这部分个体不会造成本文在结果上的偏差

以避免实施过撤点并校的村庄和从未发生过该政策村庄的经济水平、教育水平和学生的人力资本积累等方面可能存在的系统性差异导致的结果偏误。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
撤点并校虚拟变量	是否经历了撤点并校	1012	0.1709	0.3767	0.0000	1.0000
ln 个人收入	个人年收入的対数值	1012	9.8277	1.0172	3.4012	12.2111
ln 父亲收入	父亲年收入的対数值	1012	9.3216	1.2084	2.3026	12.2111
教育程度	分为小学及以下、初中、高中、本科及以上	1012	2.5919	0.9624	1.0000	4.0000
性别	虚拟变量,性别为男=1	1012	0.7312	0.4435	0.0000	1.0000
年龄	岁	1012	25.0830	4.8827	16.0000	39.0000
ln 乡镇人口	乡镇人口数的対数值	1012	9.9824	0.7050	8.3045	11.1244
ln 乡镇人均收入	乡镇人均收入的対数值	1012	7.8996	0.4425	7.1701	8.6917
是否有县级以上干部	村是否有县级以上干部	1012	0.4960	0.5002	0.0000	1.0000

四、实证结果

(一) 倾向得分匹配结果

本文使用一系列地方特征变量作为协变量对撤点并校政策的实施变量进行倾向得分匹配,表 3 给出了所用的协变量和 PSM 的平衡性检验结果。从表 3 可知,在接受匹配后所有匹配变量的标准偏差均出现了大幅度的减少,匹配之后的 t 统计量均不显著(仅“是否有县级以上干部”的 t 统计量仍在 5% 的水平下显著),说明经过匹配后的处理组和对照组之间基本不存在显著差异,从而减轻了政策发生的非随机性对结果的影响。通过倾向得分匹配得到的互相匹配的处理组和控制组共有 996 个样本,剔除了不匹配的 16 个样本。

(二) 倾向得分匹配后多期 DID 模型的回归结果

根据(1)式对所有匹配成功的样本进行多期双重差分的回归分析,表 4 给出了模型的回归结果,所有模型的标准误均聚类到村级层面。模型 1 在加入村级固定效应和年度固定效应的前提下仅控制了父亲的收入水平,结果显示撤点并校对学生成年后的收入产生了显著的负向影响,政策净效应的回归系数为-0.4962,且在 1% 的水平下显著。父亲收入对学生成年后的收入水平具有显著的正向影响。考虑到个体特征的影响,模型 2 控制了个体特征变量。撤点并校政策效应的绝对值有所下降,回归系数为-0.3035,且仍在 1% 的水平下显著。从控制变量来看,父亲收入对学生成年后收入水平的影响仍然是显著正向的,受教育程度较高的个体或男性个体均具有更高的个人收入水平。为了排除地区差异的影响,模型 3 进一步控制了地方特征变量,结果显示政策净效应的估计结果没有产生显著变化,撤点并校仍然对学生成年后的收入水平有显著的负向影响:在控制个人特征和地区特征的前提下,撤点并校政策使受到政策冲击的学生成年后的收入水平仅有未受政策影响个体的 69.6%。

表3 倾向得分匹配平衡性检验结果

变量		均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少 幅度(%)	t 统计量	P 值
		处理组	对照组				
ln 村人口数	匹配前	7.1159	6.9641	22.5	58.2	3.56	0.000
	匹配后	7.1398	7.0764	9.4		1.54	0.124
ln 乡镇人均收入	匹配前	8.0077	7.8244	41.7	90.5	6.62	0.000
	匹配后	8.0242	8.0068	4.0		0.46	0.579
是否有县级以上干部	匹配前	0.4458	0.5310	-17.1	13.5	-2.67	0.008
	匹配后	0.4349	0.3619	14.8		2.15	0.032
ln 村至乡镇距离	匹配前	1.4168	1.3637	6.8	48.1	1.07	0.285
	匹配后	1.4094	1.4370	-3.5		-0.55	0.582

从整体的回归结果可以看出,撤点并校对受到这一政策冲击的学生在成年后收入水平的负向影响是显著的。在考虑了个体和地方的控制变量后,撤点并校的负向影响仍然显著。这显示撤点并校的政策效应会阻碍学生成年后的个人发展,具体体现在更低的收入水平上。因为这一影响持续到了学生成年之后,说明撤点并校的政策效应是长期性的。由于该结果来自于对进行倾向得分匹配后样本的回归分析,从而一定程度可以排除撤点并校发生的非随机性对该结果的影响。

(三) 机制检验

在本文的机制分析中,撤点并校的直接影响主要是学生面临的通勤距离变化,撤点并校发生后由于村学校的撤销,农村学生只能到乡镇学校入学,这直接导致了学生通勤距离的增加。另外,通勤距离的变化直接影响的是学生的受教育情况。更长的通勤距离意味着学生入学需要付出更高的经济成本,通勤过程则挤压了学生一部分的课余和学习时间。另外,撤点并校后距学校越远,学生面临的社会文化冲击也更大,从而更容易产生心理健康问题。通勤成本增加与文化冲击导致的心理问题有可能阻碍学生的人力资本积累,最终影响学生的长期发展水平。

由于通勤距离对学生成年后的收入并不会产生直接的影响,无论是通勤距离增加造成的入学成本提高还是心理健康问题,其直接影响的都是学生的学校表现,从而对其人力资本积累产生负向影响,为了检验撤点并校对学生长期发展水平的影响是否可以由撤点并校后通勤距离增加对学生人力资本积累的阻碍作用解释,本文使用村到乡镇的距离作为撤点并校通勤距离的代理变量,将教育水平作为影响个体收入的内生解释变量,通过工具变量的方法考察撤点并校政策效应的影响机制。人力资本是影响收入水平的重要因素,也是撤点并校影响收入水平的主要中间变量,而撤点并校对学生人力资本的影响几乎完全来自学校撤并后造成的通勤距离变化。因为通勤距离是一个外生变量,其与个体收入并没有直接关系,而对学长期发展的影响主要是通过影响人力资本积累实现的,所以本文采用通勤距离作为机制检验中的工具变量,检验“通勤距离(撤点并校)—人力资本—收入水平”这一传导路径。大部分地区的撤点并校主要为村学校向乡镇合并,对于多数政策发生村而言,撤点并校导致的村学校撤销使农村学生只能去乡镇小学就读,所以村到乡镇距离可以很好地衡量撤点并校发生后学生面临的通勤距离。工具变量的回归结果如表5所示。

表 4 撤点并校对个体收入的影响

变量	模型 1 ln 个人收入	模型 2 ln 个人收入	模型 3 ln 个人收入
DID	-0.4962 ^{***} (-0.0736)	-0.3035 ^{***} (-0.0743)	-0.3040 ^{***} (-0.0997)
ln 父亲收入	0.0628 ^{**} (0.0304)	0.0636 ^{**} (-0.0280)	0.0636 ^{**} (-0.0250)
性别		0.2380 ^{***} (-0.0639)	0.2370 ^{***} (-0.0599)
教育程度		0.1040 ^{***} (-0.0276)	0.1030 ^{***} (-0.0287)
年龄平方项		-0.0035 ^{***} (0.0009)	-0.0035 ^{***} (0.0008)
年龄		0.2100 ^{***} (-0.0511)	0.2090 ^{***} (-0.0451)
地方特征变量	未控制	未控制	已控制
村级固定效应	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制
常数项	8.4690 ^{***} (-0.2900)	5.0430 ^{***} (-0.6930)	-14.8690 (18.4380)
样本量	996	996	996
R ²	0.4755	0.5180	0.5183

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著, 表中所示的 3 个模型均控制了村级和年份两个维度的固定效应。下同

表 5 第(1)例报告了工具变量模型一阶段回归的结果, 即工具变量(通勤距离)对内生解释变量(教育水平)的影响; 第(2)列报告了根据一阶段回归中工具变量回归系数估计的内生解释变量对结果变量(收入水平)的影响; 第(3)列是 IV 回归的简化形式。由于考察通勤距离对学生教育水平的影响不需要考虑父代当下收入水平的影响, 本文在模型(1)控制变量的基础上删去了父亲收入水平, 调整后的样本量为 1133 个。由第(1)列的一阶段回归结果可见, 通勤距离对学生教育程度具有显著的负向影响。第(2)列的 IV 回归说明, 通过通勤距离估计的教育水平对学生成年后收入的影响是正向的, 且在 5% 的水平下显著。第(3)列报告了 IV 回归的简化形式, 通勤距离每增加 1%, 学生成年后的收入水平将减少近 12%, 这一因果效应在 1% 的水平下显著。由 IV 回归的结果可见, 通勤距离的增加会显著影响学生最终的教育程度, 最终会影响其成年后的受教育水平。本文将撤点并校后的通勤距离作为工具变量, 说明撤点并校对学生长期发展的影响来自于通勤距离增加对学生人力资本积累的阻碍作用。

表5 撤点并校对个体收入的影响机制(工具变量回归)

变量	(1) 一阶段回归 教育程度	(2) IV 回归 ln 个人收入	(3) 简化形式 ln 个人收入
教育程度		0.3741** (0.1824)	
通勤距离	-0.3042** (0.1387)		-0.1183*** (0.0260)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村级固定效应	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制
常数项	13.8900*** (3.5755)	9.3666*** (2.1731)	13.7806 (0.6199)
样本量	1133	1133	1133
R ²	0.1344	0.1765	0.2238

(四) 稳健性讨论

本部分将通过平行趋势检验、安慰剂检验、排除混淆学校撤销和合并造成的估计偏差进行实证结果的稳健性讨论。

1. 平行趋势检验。为证明 DID 方法的有效性,选取的样本必须满足平行趋势假定。在本文的假设中即指发生撤点并校这一政策冲击前处理组与控制组的发展趋势并未发生显著差异,从而保证 DID 估计结果的准确。由于不同村经历的撤点并校时间并不相同,参考秦国庆等(2021)、谭荣辉等(2019)进行多期 DID 平行趋势检验的做法,在原模型中引入政策发生-15 到 13 期的虚拟变量,如图 2 所示。政策时点表示不同样本所在村经历撤点并校的时间差,例如时点 0 表示样本所在村在该年发生了撤点并校,时点 4 表示样本处于该村接受撤点并校后的第四年。

本文以-1 期为基准期,从图 2 中可以看出,政策时点之前的-15 至-2 期的估计系数在 95%的置信区间内均不显著异于 0,说明处理组和控制组在撤点并校发生前并不存在显著差异,平行趋势成立。除个别年份外,撤点并校政策发生后的 13 个时点存在波动下降趋势,也可以看出撤点并校对后入学样本的政策效应展现出了显著的负向影响。

2. 安慰剂检验。使用多期 DID 方法可能存在的另一个问题是其他未考虑到的政策冲击或者随机性因素的影响可能会导致模型回归结果不准确,为了保证计量结果的稳健性,学界多使用反事实的方法进行安慰剂检验(Topalova, 2010; 陈刚, 2012; 刘瑞明等, 2015; 吕越等, 2019)。本文通过变更政策发生时间和虚构处理组两种方法进行安慰剂检验。

(1)变更政策发生时间的安慰剂检验。本文参考了陈刚(2012)、刘瑞明等(2015)人为提前政策发生时间的做法,将原来的撤点并校时间分别做了提前 2、3、4 年的处理,如果虚构的政策发生时间的回归结果仍然显著,那么说明原来的政策估计很可能出现了偏误,例如被解释变量实际上受到了其他未考虑到政策的影响,而这种影响其实并非来自于模型中考察的政策本身。所有的安慰剂检验仍然使用方程(1)进行回归,结果如表 6 所示。第(1)、(2)、(3)列分别显示了撤点并校时间提前 2、3、4 年的回归结果,新的撤点并校虚拟变量均不显著,说明撤点并校的政策影响并非来自于其他未考虑到的政策冲击或者随机性因素。

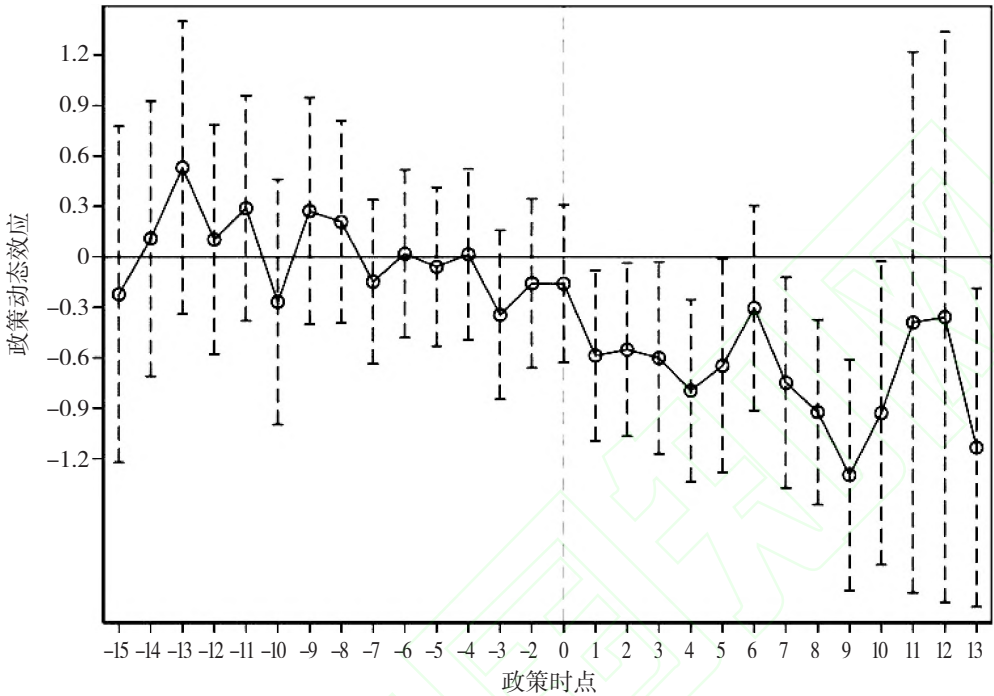


图2 平行趋势检验

表6 变更政策发生时间的安慰剂检验结果

变量	(1) 提前2年	(2) 提前3年	(3) 提前4年
DID	-0.0987 (0.1050)	-0.0509 (0.1006)	-0.0663 (0.0975)
特征变量	已控制	已控制	已控制
村级固定效应	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.6932 (8.0479)	-1.5508 (8.0562)	-1.5931 (8.0511)
样本量	1012	1012	1012
R ²	0.4786	0.4777	0.4777

(2) 虚构处理组的安慰剂检验。为了排除其他随机因素对于回归结果的影响,本文进一步进行了随机抽取处理组并进行多次回归的安慰剂检验。本文所使用的样本共来自92个村,其中有34个村发生了撤点并校,本文在92个村中随机抽取了34个村作为虚构的处理组。由于本文使用了多期双重差分的方法,实际上存在两个撤点并校发生的时点(1998—2003年和2003—2004年),所以在随机抽取处理组后,本文进一步为每个村随机分配了一个政策发生时间。重复进行1000次,从而得到1000个DID虚拟变量的估计系数及其p值(见图3)。由图3可见,因为绝大部分p值大于0.1,说明大部分回归结果均在10%的水平下不显著。回归系数的均值接近于0,同时,实际估计系数-0.304

在安慰剂检验估计系数的分布中明显属于异常值。这均说明撤点并校的政策效应并没有受到其他未观测因素的影响,本文的实证结果是稳健的。

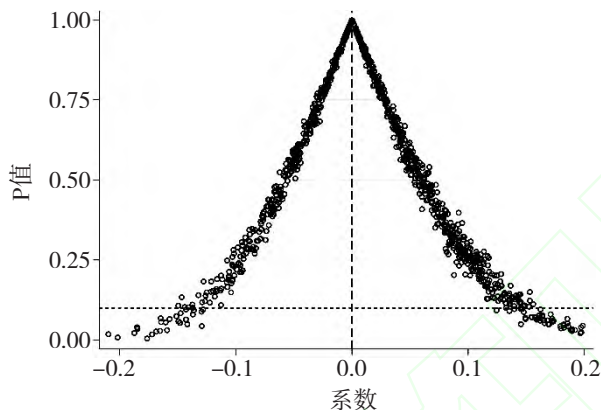


图3 随机分配处理组的估计系数和 p 值

3. 排除混淆学校撤销和合并造成的估计偏差。由于撤点并校实际上包括“撤点”和“并校”两个部分(梁超等,2020),主要指村学校的撤销和向乡镇乃至县级学校的合并两个部分,直接使用记录的撤点并校政策实施的时间来衡量政策的影响可能会混淆学校撤销和学校合并造成的两种政策效应,从而导致计量结果不准确。本文通过核心自变量的识别方式来排除偏差出现的可能性。由于本文对于撤点并校的识别策略为计算1998年、2003年和2004年三个年度的村学校数量,将前一年度村学校数量大于0且下一年度村学校数变为0的村庄认定为撤点并校发生村,据此识别两期的撤点并校发生时段。这种识别策略实际仅衡量了政策发生村发生学校撤销造成的政策效应,从而排除了政策发生村实际上学校合并而非学校撤销导致的计量结果偏误。

(五) 异质性分析

考虑到撤点并校对于农村学生的影响可能存在多个维度上的异质性,本文进一步讨论了可能的异质性因素对撤点并校政策效应的影响。本文通过区分性别、地区和家庭收入水平计算了撤点并校对不同组别样本的影响差异。如表7所示,(1)~(6)列中DID虚拟变量的回归系数均在1%的水平下显著(其中欠发达地区和高收入家庭组别的DID虚拟变量回归系数在5%的水平下显著),这说明撤点并校政策并非仅作用于某一特定的性别、地区和家庭收入水平,而是对所有个体具有普遍的负向影响。

在对各类异质性因素的详细分析中,如表7第(1)、(2)列所示,男性组别的DID虚拟变量回归系数的绝对值小于女性组别的回归系数,这说明撤点并校政策对于女性个体成年后的收入水平产生了更明显的负面影响。一般而言,受到中国农村地区重男轻女观念的影响,相比于男性,女性在受教育机会与家庭教育投资的获得上处于劣势地位。而在受到撤点并校导致的入学成本和通勤距离增加的影响时,女性子代可能更容易出现辍学和家庭教育投入减少等情况,从而导致撤点并校对女性的长期发展造成了更明显的负面影响。地区经济发展水平可能是影响撤点并校政策效应的另一个重要因素。相比于发达地区,财力相对落后的地方政府对于教育经费投入的努力程度更低(丁冬等,2015)。由于基层的教育投资和教育政策更多来自于县级政府的决策,(3)、(4)列给出了通过乡镇人均年收入区分的发达地区和欠发达地区的分组回归结果。DID虚拟变量回归系数的差别显示,相比于发达地区,撤点并校对来自欠发达乡镇的学生成年后收入水平产生的负面效应更大。从(5)、(6)列的

DID 虚拟变量回归系数的差异则可以看出,低收入家庭中的学生受到撤点并校的消极影响明显大于高收入家庭的学生。对于这一现象的一个可能的解释是,低收入家庭对于子女的教育投入更为有限,在面临撤点并校导致的入学成本增加问题时,低收入家庭往往会面临更大的经济压力,其子女则更容易出现获得的教育投入减少、学习压力增大、难以适应新环境等一系列问题。

表 7 异质性分析结果

	(1) 男性	(2) 女性	(3) 发达地区	(4) 欠发达地区	(5) 高收入家庭	(6) 低收入家庭
DID	-0.3679*** (0.1033)	-0.4997*** (0.11734)	-0.4342*** (0.0867)	-0.5057** (0.1383)	-0.1606** (0.0729)	-0.4332*** (0.1383)
村级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	9.2478*** (0.0681)	8.4782*** (0.1946)	9.0759*** (0.0759)	7.6108*** (0.1220)	10.3710*** (0.1070)	8.7062*** (0.1022)
样本量	731	265	464	532	491	505
R ²	0.4578	0.5826	0.4269	0.4963	0.2972	0.2399

五、结论和讨论

20 世纪 90 年代中期到 2012 年实施的全国大范围的撤点并校政策初衷是通过教育集中化整合教育资源,从而提高地区尤其是农村地区的教育质量,但这一政策在实际推行过程中也出现了许多问题。学界对于撤点并校消极影响的解释主要集中于政策的短期效应,认为撤点并校导致了教育投资减少、通勤成本提高和教育可及性下降,这些因素会对受到政策影响学生的教育情况、心理健康等产生负面影响,并且有可能进一步降低学生初中乃至高中的入学率。

本文使用中国科学院张林秀研究员课题组分别于 2005 年、2008 年、2012 年、2016 年和 2019 年进行的“中国农村发展调查”覆盖了 5 个省份共 100 个村的微观农户数据,通过倾向得分匹配和多期双重差分方法计算了撤点并校对个人收入影响的净效应。相比于前人着重于撤点并校短期效应的研究,本文使用的数据提供了于 1998—2004 年撤点并校发生时期前后接受小学教育且年龄在 16~40 岁的大量个体数据,使本文得以首次将对撤点并校政策效应的考察延伸到学生成年之后。本文使用多期双重差分模型来解决撤点并校在各地并非统一实施的情况,从而得以计算撤点并校政策的净效应。

本文的研究结果表明,撤点并校这一政策的实施对受影响学生工作后的收入同样产生了显著的负向影响。由于撤点并校的冲击作用于样本的受教育阶段,并且这一影响一直持续到了样本成年和工作之后,说明撤点并校对农村学生发展的影响是长期性的。该结果通过了平行趋势检验和安慰剂检验,说明政策发生前控制组和实验组在发展趋势上并无显著差异,而撤点并校的政策效果也并非来自于其他未考虑到的政策冲击或者随机性因素的影响,从而保证了结果的稳健性。另外,由于本文对于撤点并校政策发生的识别方式为计算调查起止年的村学校是否由有变为无,据此得出撤点并校的长期政策效应主要来自于撤点并校导致的村学校撤销,避免了将撤点并校中学校撤销和合并的情况相混淆,使对政策效应的估计更为精确。本文进一步进行了对撤点并校政策效应的异质性分析发现,撤点并校政策并非仅作用于某一特定的性别、地区和家庭收入水平,而是对所有个体具有普遍的负向

影响。通过区分一些异质性因素发现,撤点并校对于女性个体、来自欠发达乡镇和低收入家庭的个体会产生更大的消极影响。本文厘清了撤点并校对学生长期影响的传导机制,将撤点并校后的通勤距离作为工具变量发现,撤点并校对学生收入的影响来自于通勤距离增加导致的对学生人力资本积累的阻碍。

需要注意的是,由于数据限制,本文使用“村学校数”对撤点并校发生的时间区间进行了估计,由于并不了解样本村撤点并校政策的具体实施情况,所以无法将撤点并校的实施时间精确到具体年份。其次,虽然本文的研究涵盖了1987—2010年20多年来接受小学教育的样本,但由于缺乏更大跨度的数据以及撤点并校实施时间的限制,本文仅在模型中加入了父子两代的相关变量,如何从更长期(两代及以上的代际变迁)的角度计算撤点并校对农村学生及其社会流动性的影响是未来研究继续努力的方向。

参 考 文 献

1. Becker, G. S. Human Capital; A Theoretical and Empirical Analysis, With Special Reference to Education, Second Edition. NBER Books, 1975
2. Berry, C. School Consolidation and Inequality. Harris School of Public Policy Studies, University of Chicago, Working Papers. 2007; 2006. doi:10.1353/pep.2007.0000
3. Beuchert, L., et al. The Short-term Effects of School Consolidation on Student Achievement; Evidence of Disruption. *Economics of Education Review*, 2018, 65: 31~47
4. Brummet, Q. The Effect of School Closings on Student Achievement. *Journal of Public Economics*, 2014, 119: 108~124
5. De Haan, M., Leuven, E., Oosterbeek, H. School Consolidation and Student Achievement. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 2016, 32(4): 816~839
6. Deininger, K., Squire, L. New Ways of Looking at Old Issues; Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, 1998, 57(2): 259~287
7. 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
8. Engberg, J., et al. Closing Schools in a Shrinking District; Do Student Outcomes Depend on Which Schools Are Closed. *Journal of Urban Economics*, 2012, 71(2): 189~203
9. Glewwe, P. Schools and Skills in Developing Countries; Education Policies and Socioeconomic Outcomes. *Journal of Economic Literature*, 2002, 40(2): 436~482
10. Haepf, T., Lyu, L. The Impact of Primary School Investment Reallocation on Educational Attainment in Rural China. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2018, 23(4): 606~627
11. Howley, C., Johnson, J., Petrie, J. Consolidation of Schools and Districts; What the Research Says and What It Means. National Education Policy Center, 2011
12. Kuha, J., Goldthorpe, J. H. Path Analysis for Discrete Variables; The Role of Education in Social Mobility. *Journal of the Royal Statistical Society Series A—statistics in Society*, 2010, 173(2): 351~369
13. Liu, C., et al. The Effect of Primary School Mergers on Academic Performance of Students in Rural China. *International Journal of Educational Development*, 2010, 30(6): 570~585
14. Lucas, R. E. On the Mechanics of Economic Development. *Quantitative Macroeconomics Working Papers*, 1999, 22(1): 3~42
15. Luo, R., et al. Malnutrition in China's Rural Boarding Schools; The Case of Primary Schools in Shaanxi Province. *Asia Pacific Journal of Education*, 2009, 29(4): 481~501
16. Mankiw, N. G., Romer, D., David, N. W. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2): 407~437
17. Mincer, J. Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior and Social Institutions*. National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, 1974: 152
18. Topalova, P. Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization; Evidence on Poverty from India. *American Economic*

- Journal: Applied Economics, 2010, 2(4): 1~41
19. Walberg, H. J. On Local Control: Is Bigger Better. Cost Effectiveness, 1992
 20. Zhao, D., Bruno, P. School Mapping Restructure in Rural China: Achievements, Problems and Implications. Asia Pacific Education Review, 2012, 13(4): 713~726
 21. 蔡洪滨. 中国经济转型与社会流动: 比较, 2011(2): 1~14
 22. 陈刚. 法官异地交流与司法效率——来自高院院长的经验证据. 经济学(季刊), 2012(4): 1171~1192
 23. 褚宏启. 城乡教育一体化: 体系重构与制度创新——中国教育二元结构及其破解. 教育研究, 2009(11): 3~10+26
 24. 丁冬, 郑风田. 撤点并校: 整合教育资源还是减少教育投入——基于1996—2009年的省级面板数据分析. 经济学(季刊), 2015(2): 603~622
 25. 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. 中国人民大学教育学报, 2013(3): 111~121
 26. 侯海波, 吴要武, 宋映泉. 低龄寄宿与农村小学生人力资本积累——来自“撤点并校”的证据. 中国农村经济, 2018(7): 113~129
 27. 胡宏伟, 汤爱学, 江海霞, 袁水苹. 撤点并校对不同收入家庭学生政策效应的比较评估. 公共行政评论, 2016(1): 110~130+184~185
 28. 雷万鹏, 张婧梅. 学校布局调整应回归教育本位——对学校撤并标准的实证分析. 教育研究与实验, 2010(3): 6~10
 29. 李宏彬. 中国人力资本投资与回报. 北京大学出版社, 2008
 30. 梁超. 撤点并校、基础教育供给和农村人力资本. 财经问题研究, 2017(3): 82~90
 31. 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(9): 138~154
 32. 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗——基于双重差分方法的验证. 管理世界, 2015(8): 30~38
 33. 卢珂, 杜育红. 农村学校布局调整对学生成绩的影响——基于两水平增值模型的分析. 清华大学教育研究, 2010(6): 64~73
 34. 陆梦秋. 撤点并校背景下农村义务教育服务半径分析. 经济地理, 2016(1): 143~147
 35. 吕越, 陆毅, 吴高博, 王勇. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验. 经济研究, 2019(9): 187~202
 36. 秦国庆, 杜宝瑞, 贾小虎, 马恒运. 工程确权能否推动小型农田水利设施的善治——基于河南省调查数据的多期双重差分检验. 中国农村经济, 2021(2): 59~81
 37. 谭荣辉, 张天琦. 高速铁路对城市用地扩张的影响——基于多期双重差分法的验证. 中国土地科学, 2019(11): 39~50
 38. 王小鲁, 樊纲, 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性. 经济研究, 2009(1): 4~16
 39. 王秀丽, 齐荻. 资本市场开放提高企业投资效率了吗——基于“陆港通”的多期双重差分法实验证据. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2019(6): 92~106
 40. 吴愈晓. 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008). 中国社会科学, 2013(3): 4~21
 41. 许敏波, 李若瑶, 杨卿栩. 撤点并校与学龄人口城镇化: “第一步”效应. 教育经济评论, 2018(6): 107~122
 42. 阳义南, 连玉君. 中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据. 管理世界, 2015(4): 79~91
 43. 杨俊, 黄潇, 李晓羽. 教育不平等与收入分配差距: 中国的实证分析. 管理世界, 2008(1): 38~47+187
 44. 杨俊, 李雪松. 教育不平等、人力资本积累与经济增长: 基于中国的实证研究. 数量经济技术经济研究, 2007(2): 37~45
 45. 杨兰, 张业强. “后撤点并校”时代小规模学校的复兴. 教育发展研究, 2014(6): 68~72
 46. 张海峰. 城乡教育不平等与收入差距扩大——基于省级混合截面数据的实证分析. 山西财经大学学报, 2006(2): 31~38
 47. 邹薇, 张芬. 农村地区收入差异与人力资本积累. 中国社会科学, 2006(2): 67~79+206

The Long-term Effects of Primary School Mergers in China

—Based on the Analysis of the Impact on the Income of Rural Students as Adults

GUO Bingxu, YE Chunhui, CHEN Weiwei, ZHU Haotian

Abstract: The original intention of primary school mergers was to achieve the optimal allocation of educational resources through the integration of the school layout, but a series of problems such as increased difficulty in enrolling students appeared during the implementation process. Few literatures focused on the long-term effect of primary school mergers. This paper uses five-period panel data from 2005 to 2019 that includes 2000 households to study the impact of primary school mergers on rural students' income as adults. The paper uses a multi-period difference-in-differences method and Propensity Score Matching to estimate the net effect of the policy and solves the problem of different sample villages withdrawing schools at different times. The results show that after controlling for individual and parental characteristics variables and regional characteristics, primary school mergers will have a significant negative impact on the income levels of affected students in adulthood, indicating that primary school mergers hinders the long-term development of rural students. The analysis of the impact mechanism shows that the negative impact of increased commuting distance on the accumulation of human capital is an important cause of the income gap among students. The heterogeneity analysis of the results shows that women, individuals from underdeveloped townships and low-income families are more negatively affected.

Keywords: Primary school mergers; Income; Propensity score matching; Difference-in-differences

责任编辑:李 雪