

# “撤点并校”是否提高了学生成绩\*

## ——基于云南省鹤庆县中学合并的案例分析

吴海军<sup>1</sup> 杨继东<sup>1,2</sup>

**摘要：**“撤点并校”自推行以来，关于它的效果说法不一。本文以云南省鹤庆县为例，采用对学生跟踪调查的面板数据，使用双重差分方法对中学合并是否提高了学生成绩进行检验。研究结果显示，学校合并短期内（合并后的第1和第2学期）会显著降低学生成绩，但在合并后的第3学期特别是第4学期，学生成绩显著提高。该结论在控制学生、家庭、教师和学校等方面的特征变量后，依然成立。机制分析表明，学校合并后学生寄宿比例上升、班级规模扩大、家校距离增加会对学生成绩造成负向影响，但是男性班主任比例提高在一定程度上可以削弱学校合并的负向影响。在考察学校合并的异质性影响时，本文发现，学校合并主要提高了学生的语文成绩，学校合并后，数学成绩和英语成绩出现过下降，政治成绩则呈现先下降后上升的特点；学校合并短期内给女生、寄宿生和客校生学习成绩造成了显著的负向影响。

**关键词：**“撤点并校” 中学合并 学生成绩 教育公平

**中图分类号：**G459 **文献标识码：**A

### 一、引言

2000年以来，农村适龄儿童减少，生源萎缩（侯海波等，2018）。同时，教育体制改革<sup>①</sup>使得县级政府成为农村义务教育经费的承担主体，为缓解财政入不敷出的困境，全国各地开始大力推行“撤点并校”<sup>②</sup>，以提升办学效益（丁冬、郑风田，2015）。在此背景下，农村中小学数量迅速减少。2000年，中国农村小学和初级中学的数量分别为41.62万所和3.50万所；2011年，二者分别减少至15.50

---

\*本文系中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目（项目编号：18XNI008）的阶段性成果。第19期香樟经济论坛 Seminar（北京）的参会者和杨其静教授为本文提供了建设性意见，在此表示诚挚谢意。当然，文责自负。本文通讯作者：杨继东。

<sup>①</sup>《关于基础教育改革与发展的决定》提出，“实行在国务院领导下，由地方政府负责、分级管理、以县为主的体制”。参见《关于基础教育改革与发展的决定》（国发〔2001〕21号），[http://www.gov.cn/gongbao/content/2001/content\\_60920.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2001/content_60920.htm)。

<sup>②</sup>2001年起正式开展的全国大规模农村义务教育学校布局调整，称为“撤点并校”。

万所和 1.37 万所，降幅分别为 62.76%和 60.86%<sup>①</sup>。

学校布局调整的政策效果如何，莫衷一是。范先佐、郭清扬（2009）根据实地调查数据提出，农村中小学布局调整促进了教育资源的合理配置，提高了农村学校的规模效益，促进了区域内教育的均衡发展，提高了农村学校的教育质量。但在政绩冲动的驱使下，地方政府大力推行“撤点并校”的根源在于压缩教育经费，降低生均成本（丁冬、郑风田，2015；单丽卿、王春光，2015）。扭曲的“撤点并校”政策在一定程度上引发了负向效应，主要体现为辍学率上升、上学距离增加、教育成本增加、校车与住宿等方面存在安全隐患、教育资源浪费、学生身心健康受损、乡村文化衰亡等（赵丹等，2012；方亮、刘银，2013；蔡志良、孔令新，2014；娄立志、吴欣娟，2016；潘光辉，2017）。这些问题无疑会直接或间接地影响学生成绩。

国外的学校合并大多是自发的，因此，直接研究学校合并对学生成绩影响的文献并不多。国外相关研究显示，学校合并会导致学校或班级规模的改变，这些变化有可能对学生成绩产生一定的影响，这与中国学校合并之后的结果非常类似。国外关于学校或班级规模变化影响学生成绩的研究对评价中国学校合并的效果具有一定的借鉴意义。此方面的研究始于 20 世纪 50 年代，但研究结果存在分歧。一些学者发现，学校的规模越大，学生的成绩越好，二者存在正相关关系（Conant, 1959; Conant, 1967; Haller et al., 1990; De Haan et al., 2016）。而一些学者得到相反的结论，他们认为，小规模办学具有更大的好处。比如，Leithwood and Jantzi（2009）总结了 57 份关于学校规模影响的研究，这些研究提供的证据倾向于支持小规模学校对学生更有利，特别是对于那些社会背景和经济背景较差、不适应学校生活的学生。Finn et al.（2003）认为，较小的班级规模可以显著提高学生成绩，主要原因在于小班教学有助于提高学生的课堂参与度。Welsch and Zimmer（2016）以美国威斯康星州的小学为样本研究发现，学校规模对学生学习成绩具有显著的负向影响。这些研究表明，学校或班级规模与学生成绩之间的关系有可能不是简单的线性关系。甚至在不同群体学生之间，学校或班级规模对学生成绩的影响存在差别（Gershenson and Langbein, 2015）。

国内方面，学校合并对学生成绩的影响成为学者评估“撤点并校”政策效果的一个重要方向。贾勇宏（2014）基于中国 9 个省（自治区）的样本，就农村中小学布局调整对学生学习成绩的影响进行统计分析。研究显示，被动转学的客校生学习成绩显著不如主校生，上学距离较远的走读生学习成绩显著不如家校距离较近的学生，班级规模超标对小学生英语学习成绩有显著的负向影响。更多实证研究聚焦于小学合并。卢珂、杜育红（2010）使用统一编制的测试题目，获得广西壮族自治区 3 个县 32 所小学 787 名学生 2006 年和 2008 年学习成绩的面板数据。研究发现，学校布局调整对学生成绩具有负向影响，对语文成绩的影响尤为显著。由于该研究未控制学生个体固定效应和时间固定效应，学生成绩的变化可能是学生个人能力差异或国家相关政策调整造成的，回归结果实际上不能被解读为学校布局调整对学生成绩的净影响。东梅等（2008）则引入对照组，采用双重差分方法，发现合并学校与未合并学校学生成绩没有显著差异。但该研究采用的是陕西省 6 个县 36 个样本小学的期末考试

<sup>①</sup>参见《中国教育统计年鉴 2001》《中国教育统计年鉴 2012》。

成绩，不同县之间试题和阅卷方式存在差异，学生成绩未必具有可比性。Liu et al. (2010) 研究发现，小学合并整体上对学生成绩不存在显著影响，但会显著降低低年级学生的成绩。遗憾的是，他们的研究同样存在成绩不可比的问题。Mo et al. (2012) 使用陕西省石楼县的调查数据研究发现，从教学点或乡村小学合并到县级小学的学生，成绩会显著提高。但该研究采用的是一期的横截面数据，难以控制学生个体层面不随时间变化的异质性，结果存在一定的内生性。此外，学生成绩采用的是学校合并结束后的数学成绩数据，这种成绩的差异可能并不是学校合并造成的<sup>①</sup>。侯海波等 (2018) 则发现，“撤点并校”带来了低龄学生寄宿问题，而这些低龄寄宿学生阅读成绩更低。此外，部分研究关注到“撤点并校”政策在一定程度上增加了农村学生的教育成本，不利于农村学生教育机会的获得（潘光辉，2017；Liu and Xing, 2016；Cai et al., 2017）。郑力 (2020) 发现，班级规模对学生的“情绪控制”“毅力”“创造性思维”等非认知能力具有显著影响。

正如前文所述，评估“撤点并校”对学生成绩的影响存在以下困难：第一，不能简单地比较学校合并前后学生成绩的变化，因为成绩变化可能是合并带来的，也可能是其他因素引起的，比如考试内容变化等，都会导致成绩随时间发生变化。第二，不同地区试题和阅卷方式存在差异性，因此，学生成绩不具有可比性。第三，在对学习成绩进行回归分析时，学生不同时期的成绩与其个人特征密切相关，学生能力等难以观测的因素经常在分析中被遗漏。

相较于已有文献，本文主要有以下几点贡献：首先，之前的实证研究主要关注“撤点并校”对小学生的影响，考虑到中学生与小学生的异质性，本文对中学合并如何影响学生成绩进行考察。其次，本文将研究的样本范围限定于同一个县，这样做的好处是考试题目和阅卷标准具有一致性，解决了学生成绩不可比的问题，研究结论更为可靠。再次，不同于既有研究，本文跟踪调查获得了 628 名学生 5 个学期的面板数据。一方面，使用面板数据可以控制难以观测的固定效应，较好地缓解遗漏变量问题，帮助本文获得的学校合并对学生成绩影响的因果效应估计更加可信。另一方面，使用面板数据也可考察学校合并对学生成绩的动态影响。最后，借助数据的丰富性，本文还就学校合并对不同群体学生的异质性影响进行考察。本文的研究对于认识中国教育改革、推动乡村教育发展、维护教育公平具有重要意义。

## 二、研究背景和研究假说

### （一）研究背景

20 世纪 90 年代，中国政府进一步普及九年制义务教育，全国范围内逐渐形成“一村一校”的格局。然而，1994 年的分税制改革减少了地方财政收入，导致农村义务教育经费短缺。为提高资金使用效率，1995 年，原国家教委和财政部根据“贯彻教育资源优化配置，合理调整学校布局”的原则，开始推行“撤点并校”（侯海波等，2018）。2001 年，国务院发布了《关于基础教育改革与发展的决定》

<sup>①</sup>该研究在调查过程中对七年级学生的数学能力进行测试，测试学生的题目相同，测试时间均为 30 分钟。由于只有学校合并后的数学成绩数据，缺乏学校合并前的数学成绩数据，所以，无法使用双重差分方法识别学校合并的净效应。

（国发〔2001〕21号），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，合理规划 and 调整学校布局”。自此，中小学布局调整在全国范围内展开，“村村办小学，乡乡办中学”的格局逐渐被打破。地方政府运动化的“撤点并校”引发了一系列社会问题，以致引起中央政府的高度关注。2012年，国务院出台《关于规范农村义务教育学校布局调整的意见》（国办发〔2012〕48号），提出“坚决制止盲目撤并农村义务教育学校”，“农村义务教育学校布局要保障学生就近上学的需要”，“确因生源减少需要撤并学校的，县级人民政府必须严格履行撤并方案的制定、论证、公示、报批等程序”。这是“撤点并校”的一个关键节点，实施了十余年的“撤点并校”政策进入调整、反思和完善阶段（胡宏伟等，2016）。

然而，随着中国城镇化进程稳步推进，进城务工人员的随迁子女增加，加之农村人口出生率持续降低，农村生源萎缩的趋势难以逆转，地方“撤点并校”的热度虽然有所下降，但农村中小学布局调整仍在进行（单丽卿、王春光，2015；梁超、王素素，2020）。相较于2011年中国农村小学（15.50万所）和初级中学（1.37万所）的数量，2018年，二者进一步下降至8.86万所和0.87万所，降幅高达42.84%和36.50%<sup>①</sup>。2018年，国务院办公厅印发《关于全面加强乡村小规模学校和乡镇寄宿制学校建设的指导意见》（国办发〔2018〕27号），对农村学校布局调整提出了新的要求，“既要防止过急过快撤并学校导致学生过于集中，又要避免出现新的‘空心校’”，“布局规划中涉及小规模学校撤并的，由县级人民政府因地制宜确定，但要按照‘科学评估、应留必留、先建后撤、积极稳妥’的原则从严掌握”。

短时间内学校数量的急剧减少保障了中国“撤点并校”政策的外生性，评估该政策对学生成绩的影响可为中国基础教育布局调整的相关政策讨论提供研究依据。过往研究将“撤点并校”对学生成绩的影响聚焦于小学合并，但中学合并的数量和力度同样值得关注。此外，由于小学生和中学生在年龄、心智成熟度和心理承受力等方面存在差别，学校合并对二者成绩的影响或许存在差异。因此，本文以云南省鹤庆县的中学合并作为外生性事件，考察学校合并对中学生成绩的影响。

2009年11月，云南省召开中小学区域布局调整工作推进会议，时任副省长高峰在会上表示，到2012年，云南省将全部撤销“一师一校”点，小学和中学将分别撤并三成和二成<sup>②</sup>。随后，《云南省人民政府办公厅关于印发云南省中小学区域布局调整指导意见的通知》（云政办发〔2009〕241号）下发至各州、市、县人民政府，云南省开始大力推行“撤点并校”。

在此背景下，笔者在2010年初，首先从云南省73个国家级贫困县中随机抽取出鹤庆县<sup>③</sup>，再从

<sup>①</sup>参见《中国教育统计年鉴2012》《中国教育统计年鉴2019》。

<sup>②</sup>参见《云南省三成小学两成中学三年内将被撤并》，<http://www.chinanews.com/edu/edu-zcdt/news/2009/11-10/1956426.shtml>。

<sup>③</sup>对国家级贫困县进行抽样调查，主要原因在于国家级贫困县一般辖区面积大，村庄分散，学校合并的概率较高。只抽取一个县主要是因为云南省不同县之间，并未实现统一命题、统一考试、统一阅卷，学生样本的抽样区域集中于一个县，可以保证成绩的可比性。

鹤庆县的10所乡镇中学中随机抽取出4所<sup>①</sup>，分别为松桂初级中学、三庄初级中学、西邑初级中学和辛屯初级中学。为了方便地持续跟踪学生成绩，笔者对这4所学校的所有初中一年级学生进行调查，获取了628名学生的语文、数学、英语和政治成绩，以及其他相关信息。2010年9月，这4所乡镇中学有3所发生了合并<sup>②</sup>。松桂初级中学和三庄初级中学位于松桂镇，西邑初级中学位于西邑镇。在松桂初级中学的基础上，西邑初级中学、松桂初级中学和三庄初级中学共同组建成新学校——鹤庆二中。其中，松桂初级中学规模最大，学生最多；西邑初级中学次之；三庄初级中学规模最小，学生最少。松桂初级中学距离鹤庆二中最近，仅0.5千米左右；西邑初级中学最远，距离为13.6千米；三庄初级中学居中，其与鹤庆二中的距离为7.9千米。本文把西邑初级中学和三庄初级中学的学生称为“客校生”，把松桂初级中学的学生称为“主校生”。同时，4所中学中的辛屯初级中学没有被合并，可以成为本文研究的“对照组”。它与鹤庆二中的距离为38.2千米。为了研究学校合并的长期影响，在接下来的两年里，笔者继续跟踪了这628名学生的成绩，以及其他相关信息。由此，本文获得了628名学生5个学期的面板数据。

## （二）研究假说

从前文的文献梳理可以看出，由于学校合并影响的复杂性，关于中国“撤点并校”政策对学生成绩的影响并未得到一致的结论。但现有文献从不同渠道解释了“撤点并校”如何影响学生成绩。第一，“撤点并校”使得部分学生家校距离变远，学生通勤时间变长。一方面，家校距离变远使得学生在上学路上花费较多时间，从而减少了学生的学习时间，不利于学生成绩的提高（东梅等，2008；贾勇宏，2014）；另一方面，家校距离增加使得很多学生被迫寄宿。有研究表明，“撤点并校”会带来寄宿问题，特别是低龄学生寄宿并不利于学生成绩提高（Mo et al., 2012；侯海波等，2018）。主要原因在于，乡镇地区寄宿制学校财力有限，基础设施不足，生活老师缺乏，学生的身心健康容易受到影响，比如寄宿生往往营养状况较差和身高较矮，表现出更多的心理问题（Luo et al., 2009；侯海波等，2018）。第二，“撤点并校”政策使得学校或班级规模非正常扩张，虽然学校或班级规模的扩大会带来一定的规模效应，如节约教育成本，但如果盲目扩张，也会对学生成绩产生负向影响（Finn et al., 2003；卢珂、杜育红，2010）。第三，实施“撤点并校”导致大量农村地区的学生被迫转移到合并后的学校就读，新环境往往会给学生的学业带来“中断效应”，给学生的学习成绩造成负向影响（Engberg et al., 2012；Beuchert et al., 2018）。此外，Beuchert et al. (2018)的研究表明，对于那些最初就读于小型学校的学生，这种“中断效应”更加明显。基于以上分析，本文认为，在学校合并的初期，由于家校距

<sup>①</sup>之所以选取乡镇中学，主要是因为乡镇中学与县级中学在政府资金支持、教育政策以及所在地经济发展状况等方面存在很大差异。比如，县级中学每年获得的教育局的拨款要高于乡镇中学；县级中学一般坐落在县城或经济发展水平较高的地区。截至2010年，鹤庆县仅有的两所县级中学，一所位于县城，另一所位于县城近郊。选取同一个县的乡镇中学作为样本，有利于控制学校层面的特征等因素对学生成绩的影响。

<sup>②</sup>所有学校的学生在学校合并前后都是随机分班，并没有所谓的“好班”和“差班”。分班的随机性在一定程度上减少了分班对学生成绩的内生性影响。

离、寄宿条件、班级规模等就读环境发生变化，被合并学校的学生学习成绩很可能出现下滑。因此，本文提出假说1。

假说1：从短期来看，学校合并会显著降低学生成绩。

中国的“撤点并校”主要是将落后地区规模较小、质量较差的学校合并到规模较大、质量较高的学校，从而使落后地区学生享受的师资条件和教学质量得到改善，以帮助学生获得更多的教育机会（梁超、王素素，2020）。Engberg et al.（2012）基于美国的数据研究发现，学校合并虽然短期内给学生成绩造成了显著的负向冲击，但是学校质量的改善可以在一定程度上抵消此负向影响。Beuchert et al.（2018）发现，丹麦的学校合并虽然短期内降低了学生成绩，但随着学校合并后的资源整合，比如教师质量的提高，学校合并带来的“中断效应”从长期来看会消失。梁超、王素素（2020）研究发现，“撤点并校”有利于中国农村儿童的长期人力资本积累，提高了其获得高中教育的概率。基于以上分析，本文认为，学校合并虽然短期内会给学生学习成绩造成负向冲击，但是随着学校合并优势的显现，学生成绩从长期来看是会提高的。因此，本文提出假说2。

假说2：从长期来看，学校合并会显著提高学生成绩。

### 三、方法、数据和描述性分析

#### （一）方法

利用双重差分（Difference-in-Differences, DID）方法，本文将受学校合并政策影响的学生（来自西邑初级中学、松桂初级中学、三庄初级中学的学生）作为“处理组”，将不受政策影响的辛屯初级中学的学生作为“对照组”。由此可以构造如下的DID模型：

$$y_{it} = \sum_{k=2}^5 \beta_k Merge_i \times I_t + \theta Merge_i + \sum_{k=2}^5 \rho_k I_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量  $y_{it}$  是不同学期的学生成绩，下标  $i$  表示不同学生个体，下标  $t$  表示不同学期。本文以合并前的第1学期作为基期，第2、第3、第4和第5学期是发生学校合并后的学期。 $I_t$  是学期的分类变量。 $Merge_i$  是学生来自的学校是否发生合并的二分类变量，来自的学校发生过合并时该变量取值为1，否则取值为0。 $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

$Merge_i$  的估计系数  $\theta$  反映了学校合并前合并学校与未合并学校间的学生成绩差异， $I_t$  的估计系数  $\rho_k$  反映了学生成绩随时间的变化。本文感兴趣的系数是核心解释变量  $Merge_i$  与  $I_t$  的交互项的系数  $\beta_k$ ，该系数反映了学校合并后的不同学期，相较于未合并学校，合并学校学生成绩的变化。这与东梅等（2008）采用的交互项方法一致。在东梅等（2008）的研究中，设置了时间二分类变量（2002年=0，2006年=1），分别对应着学校合并前后的两个调查年份；还设置了学校合并的二分类变量（未合并=0，合并=1），分别对应着未合并学校和合并学校；交互项系数刚好衡量了学校合并政策对学生成绩的净影响。与此项研究不同的是，在本文的模型中，交互项  $Merge_i \times I_t$  的系数可以识别学校合并后连续4个学期的成绩变化情况。换句话说，本文不仅能够考察学校合并的短期效应，还能够考察学校合并的长期效应，即分析学校合并对两年后的学生成绩特别是中考成绩的影响。

当然,参考相关文献,本文还需在(1)式的基础上控制学生个体固定效应以及影响学生成绩的学生特征、家庭特征、教师特征、学校质量、学校规模等特征变量,从而尽可能控制其他因素对被解释变量的影响,缓解遗漏变量问题。综合以上考虑,本文设定的回归模型如下:

$$y_{it} = \sum_{k=2}^5 \beta_k Merge_i \times I_t + \gamma X_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

由于本文采用2009—2011学年5个学期学生成绩的面板数据<sup>①</sup>, (2)式通过学生分类变量 $\alpha_i$ 和学期分类变量 $\alpha_t$ 来控制学生个体固定效应和时间固定效应。与(1)式相比,  $Merge_i$ 和 $I_t$ 分别被学生个体固定效应和时间固定效应吸收,不再被单独引入模型加以控制。 $X_{it}$ 表示可能影响被解释变量且随时间变化的特征变量:学生是否寄宿、班主任学历、班主任性别、班主任年龄、班级规模、家校距离、学生年龄、人均占地面积等。为得到稳健的回归结果,本文使用在学生个体层面聚类的标准误。

## (二) 数据

本文共搜集了628名学生连续5个学期(下文以“学期1”“学期2”“学期3”“学期4”“学期5”表示)语文、数学、英语和政治的期末考试成绩,共计2907个观察值<sup>②</sup>。其中,来自合并学校的学生484名,共计2229个观察值;来自未合并学校的学生144名,共计678个观察值。学校合并前的2010年初,鹤庆县共有12所中学,剔除2所县级中学后,本文所用的学校样本量占该县乡镇中学数量的40%;样本学生数占该县同一年级学生总数的42.73%。因此,样本具有一定的代表性。

鹤庆县初中期末考试是全县统一命题、统一考试、统一标准阅卷,且来自合并学校的学生与来自未合并学校的学生都是同一年级的,故学生成绩具有可比性。但是,这批学生进入初三后,语文、数学、英语成绩的计分方式发生变化,由之前的满分100分变为120分,到学期5,政治成绩的计分方式即中考政治成绩的满分变为70分。为了消除这种影响,本文对4科的总成绩进行标准化处理<sup>③</sup>:每个学生的总成绩减去该学期所有学生总成绩的均值,再除以该学期所有学生总成绩的标准差,得到学生各学期总成绩的标准化分数。标准化分数解释了学生在抽样总体中的相对位置(Runyon et al., 2000)。

根据已有文献,本文收集了每个学期影响学生成绩的相关控制变量。控制变量主要分为以下五大类。一是学生特征变量。包括学生的性别、年龄、是否少数民族、是否寄宿等。二是家庭特征变量。包括家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限、父母婚姻状况、家庭经济条件是否中偏下

<sup>①</sup>正如前文指出的,2012年后“撤点并校”的热度下降,本文难以提供近年来学校合并的案例。此外,学校合并虽然其具体实施情况因时间、地点不同而有所差异,但其对学生成绩的影响存在共性。因此,利用现有数据分析学校合并对学生成绩的影响具有重要意义。

<sup>②</sup>样本量少于3140个,是因为部分学生成绩样本缺失。缺失比例为7.42%。

<sup>③</sup>本文采用鹤庆县中考必考科目中语文、数学、英语和政治的加总成绩对其进行标准化作为学生学习结果的衡量指标,相较于既有文献仅采用单科成绩或语文和数学的平均成绩,更能综合反映学生的学习结果。由于调查初期,这批学生处于初一下学期,尚未开展物理和化学教学,故未将中考必考科目中物理和化学的成绩纳入总成绩。

等<sup>①</sup>。三是教师特征变量。本文对每个学生所在班级的班主任进行跟踪调查,获取了班主任的相关信息<sup>②</sup>。主要包括班主任学历<sup>③</sup>、班主任性别以及班主任年龄等。四是学校质量特征变量。包括教学楼质量<sup>④</sup>、有无现代化教学设施<sup>⑤</sup>、是否有学生宿舍、是否有学生食堂等。五是学校规模特征变量。主要包括学生所在班级的规模、学校人均占地面积等。此外,本文还控制了家校距离。

### (三) 描述性分析

本文对比了合并学校与未合并学校在合并之前和之后,学生总成绩的标准化分数均值随时间的变化情况<sup>⑥</sup>。从总成绩的标准化分数均值来看,合并之前即学期1,合并学校学生总成绩的标准化分数均值低于未合并学校,但仅低0.0017,二者相差不大。从学期2开始,差距拉大,合并学校学生总成绩的标准化分数均值比未合并学校低0.22。到了学期3,差距增至0.27。不过到了学期4,合并学校学生总成绩的标准化分数均值显著提高,比未合并学校仅低0.01。到学期5,成绩差异发生反转,合并学校学生总成绩的标准化分数均值比未合并学校高出0.43,与学期1合并学校学生总成绩的标准化分数均值(-0.0004)相比,增幅极大。需要强调的是,学期5的学生成绩是中考成绩,对学生升学和未来发展具有重要影响,需重点关注。以上结果初步表明,学校合并短期内没有提高学生成绩,但随着时间的推移,学校合并对学生成绩的提高作用逐渐显现出来。初步验证了假说1和假说2成立。

表1展示了学校合并前的1个学期和合并后的4个学期,相关特征变量在合并学校与未合并学校之间的对比情况。表1中的控制变量可以大致分为两类。一类是与学校合并无关,但可能影响学生成绩的变量,比如学生特征中的性别、年龄,家庭特征中的父亲受教育年限、母亲受教育年限等。另一类是与学校合并有关并且可能影响学生成绩的变量,比如家校距离、班主任性别、班级规模等。表1显示,前一类变量在学校合并前后,均值差异都不大。这在一定程度上说明处理组与对照组除了是否发生合并外,其他特征基本类似。而后一类变量的均值差异无论在学校合并前还是在学校合并后都较大。一方面,家校距离、班级规模等的差异可能会造成不同学校学生成绩的差异;另一方面,学校合并也可能会改变家校距离、班级规模等特征,而这些特征的改变很可能会影响学生成绩。为了精确识别学校合并对学生成绩的净影响,本文尽可能控制后一类变量,从而缓解遗漏变量造成的内生性问题。

<sup>①</sup>以上信息来自对学生家庭的问卷调查。关于家庭经济条件,在家长问卷中询问“您家的经济条件好吗?”。若被访者选择“中下”或“很不好”,本文视其为家庭经济条件中偏下,赋值1;若选择“很好”或“中上”,则赋值0。

<sup>②</sup>在初中阶段,班主任一般是主要任课教师,对学生成绩具有重要影响。因此,已有文献多使用班主任特征作为教师特征的代理变量。

<sup>③</sup>所有班主任的学历要么是本科,要么是专科,无硕士研究生、博士研究生等其他学历。

<sup>④</sup>如果学校负责人对“贵校教学楼是否由砖、钢或其他优质材料制成?”的回答为“是”,则认为教学楼是高质量的,赋值1,否则赋值0。

<sup>⑤</sup>如果学校负责人对“贵校是否有录音机、电视机、台式电脑、远程学习系统等现代化教学设施?”的回答为“是”,则赋值1,否则赋值0。

<sup>⑥</sup>限于篇幅,本文未报告学生总成绩的标准化分数均值随时间变化趋势图,读者如有需要请联系笔者索取。

“撤点并校”是否提高了学生成绩

表1显示,学校合并前,合并学校中少数民族学生比例略高于未合并学校,学校合并后,这种差异也未发生显著变化。而合并学校的学生从家到学校距离的均值,由合并前的8.33千米上升至12.02千米,而未合并学校的学生家校距离的均值维持在2.28千米。家校距离的扩大,导致合并学校在政策出台后,学生寄宿比例由合并前的87%上升至93%。此外,学校合并后,合并学校的教师进行了重组,本科学历班主任比例略有下降,男性班主任比例升高,班主任年龄增加。在此期间,未合并学校的部分班级的班主任也发生了变更,本科学历班主任比例上升,男性班主任比例升高,班主任年龄增加。学校合并也改变了班级规模,合并学校班级规模的均值由之前的44.82人上升至48.03人,人均占地面积由30.39平方米缩减至28.55平方米。而对于未合并学校来说,班级规模和人均占地面积变化不大。

表1 合并学校与未合并学校在“撤点并校”前后相关特征变量均值对比情况

变量	“撤点并校”前			“撤点并校”后			
	合并学校 (1)	未合并学校 (2)	差分项 (1)-(2)	合并学校 (3)	未合并学校 (4)	差分项 (3)-(4)	
学生特征	学生性别(女=1,男=0)	0.54	0.53	0.01	0.54	0.53	0.01
	学生年龄(单位:岁)	13.31	13.32	-0.01	14.81	14.82	-0.01
	学生是否少数民族(是=1,否=0)	0.84	0.74	0.10**	0.84	0.74	0.10***
	学生是否寄宿(是=1,否=0)	0.87	0.37	0.50***	0.93	0.37	0.56***
家庭特征	家中读书孩子数(单位:人)	1.82	1.81	0.01	1.82	1.81	0.01
	父亲受教育年限(单位:年)	8.31	8.24	0.07	8.31	8.24	0.07
	母亲受教育年限(单位:年)	7.38	7.35	0.03	7.38	7.35	0.03
	父母婚姻状况(在婚=1,离异或丧偶=0)	0.94	0.94	0.00	0.94	0.94	0.00
	家庭经济条件是否中偏下(是=1,否=0)	0.84	0.85	-0.01	0.84	0.85	-0.01
教师特征	班主任学历(本科=1,专科=0)	0.66	0.00	0.66***	0.62	0.18	0.44***
	班主任性别(女=1,男=0)	0.50	1.00	-0.50***	0.12	0.69	-0.57***
	班主任年龄(单位:岁)	33.08	33.39	-0.31	37.10	36.25	0.85***
学校质量	教学楼质量(高=1,低=0)	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
	有无现代化教学设施(有=1,无=0)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	是否有学生宿舍(有=1,无=0)	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
	是否有学生食堂(有=1,无=0)	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
学校规模	班级规模(单位:人)	44.82	44.31	0.51	48.03	42.10	5.93***
	人均占地面积(单位:平方米)	30.39	18.60	11.79***	28.55	19.14	9.40***
其他特征	家校距离(单位:千米)	8.33	2.28	6.05***	12.02	2.28	9.74***

注:①“撤点并校”前对应的是学期1相关特征变量的均值,“撤点并校”后对应的是学期2至学期5这4个学期相关特征变量的均值;②\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

## 四、回归结果

### （一）“撤点并校”是否提高了学生成绩

表2中回归1给出了(2)式在没有控制个体固定效应情况下的回归结果。学校合并与学期的交互项系数是本文感兴趣的系数。回归1报告了学校合并对学生总成绩的标准化分数的影响。从学生总成绩的标准化分数来看,给定其他条件不变,相较于未合并学校,合并学校学生总成绩的标准化分数在合并后的第1学期(即学期2)显著降低0.214,第2学期(即学期3)显著降低0.271,第3学期(即学期4)差异不显著,到了第4学期(即学期5),学校合并使学生总成绩的标准化分数显著提高0.431。这初步表明,学校合并短期效应为负,长期效应为正。

表2中回归1没有控制学生个体层面不随时间变化的异质性的影响。为了缓解遗漏变量问题,本文控制学生个体固定效应,得到表2中回归2的估计结果。回归2的估计结果显示,与未合并学校相比,合并后的第1和第2学期,合并学校学生总成绩的标准化分数分别显著降低0.216和0.233,第3学期成绩差异不显著,第4学期学生总成绩的标准化分数显著提高0.212。回归2相较于回归1,交互项系数发生了较大变化,亦即学校合并对学生成绩影响的估计结果(特别是对合并后第4学期中考成绩影响的估计结果)发生了较大变化,表明不控制学生个体固定效应的回归可能会使得学校合并对学生成绩影响的估计发生偏误。

需要强调的是,个体固定效应也能控制表1中那些不随时间变化的特征变量,比如学生性别、是否少数民族等学生特征,家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限等家庭特征,学校教学楼质量、有无现代化教学设施等学校质量特征。因此,回归2的估计结果进一步缓解了遗漏变量问题。此外,本文还加入不受学校合并影响但可能影响学生成绩的控制变量,即学生年龄,以及受到学校合并影响且可能影响学生成绩的控制变量,即人均占地面积,得到表2中回归3的估计结果。本文发现,学生年龄对学生成绩没有显著影响,但是人均占地面积下降会提高降低学生成绩<sup>①</sup>。对比表2中回归3与回归2的估计结果可以发现,在控制了人均占地面积和学生年龄的净影响后,在合并后的第1和第2学期,学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度上升,在第3和第4学期,学校合并对合并学校学生成绩的正向影响程度下降。这主要是因为学生成绩的上升更多地被学校合并后的人均占地面积下降所解释<sup>②</sup>。综上所述,在控制了一系列学生、家庭、学校等方面的固定效应以及学生年龄和人均占地面积后,学校合并短期内显著降低学生成绩,但长期来看会显著提高学生成绩的结论依然成立。

<sup>①</sup>在学生人数一定的情况下,学校占地面积越小,学生活动空间收缩,一方面会使得学生课外活动时间减少,将更多的时间用于学习(赵丹、曾新,2018);另一方面,也有利于学生之间增进交流和互动,进而缓解学生对陌生环境的不适应性,有利于学生成绩的提高(方亮、刘银,2013)。

<sup>②</sup>笔者对样本进行统计分析,发现学校合并后的第1学期,合并学校的人均占地面积均值由合并前的30.39平方米下降至28.58平方米;但未合并学校的人均占地面积均值反而由原来的18.60平方米上升至18.93平方米。

“撤点并校”是否提高了学生成绩

表2 学校合并对学生成绩影响的估计结果

主要变量	总成绩的标准化分数							
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7	回归8
学校合并×学期2	-0.214*** (0.039)	-0.216*** (0.044)	-0.222*** (0.044)	-0.219*** (0.044)	-0.267*** (0.045)	-0.123** (0.055)	-0.166*** (0.048)	-0.192*** (0.057)
学校合并×学期3	-0.271*** (0.053)	-0.233*** (0.051)	-0.239*** (0.052)	-0.236*** (0.052)	-0.256*** (0.052)	-0.144** (0.057)	-0.182*** (0.054)	-0.189*** (0.059)
学校合并×学期4	-0.012 (0.061)	0.061 (0.050)	0.053 (0.050)	0.056 (0.050)	0.067 (0.052)	0.122** (0.055)	0.108** (0.054)	0.119** (0.056)
学校合并×学期5	0.431*** (0.090)	0.212*** (0.070)	0.205*** (0.071)	0.207*** (0.071)	0.217*** (0.073)	0.269*** (0.076)	0.258*** (0.072)	0.268*** (0.077)
学校合并	-0.002 (0.096)							
学生是否寄宿				-0.044 (0.101)				0.115 (0.111)
班主任学历					0.022 (0.043)			0.027 (0.043)
班主任性别					-0.091*** (0.029)			-0.051 (0.031)
班主任年龄					0.004 (0.004)			0.006 (0.004)
班级规模						-0.018*** (0.006)		-0.005 (0.008)
家校距离							-0.017** (0.007)	-0.014 (0.010)
学生年龄			0.002 (0.014)	0.003 (0.015)	0.008 (0.021)	0.014 (0.015)	0.018 (0.015)	0.006 (0.021)
人均占地面积			-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.009*** (0.003)	-0.006*** (0.002)	-0.008*** (0.003)
常数项	0.001 (0.084)	0.083*** (0.014)	-0.007 (0.194)	0.023 (0.201)	-0.208 (0.237)	0.942*** (0.338)	-0.078 (0.197)	0.278 (0.432)
时间固定效应	已包含							
个体固定效应	未包含	已包含						
样本量	2907	2907	2907	2907	2907	2907	2907	2907
R <sup>2</sup>	0.010	0.919	0.919	0.919	0.920	0.920	0.919	0.920

注：括号内数字为在学生个体层面聚类的标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二) 机制分析

表1的统计结果表明，在学校合并过程中，部分学生特征、教师特征和学校规模等特征发生了变

化。上述特征的变化一部分也是间接由学校合并造成的。因此，本文可以在表 2 中回归 3 的估计结果的基础上，来分析学校合并对学生成绩影响的具体机制。本文借鉴中介效应的分析方法（参见 Baron and Kenny, 1986；温忠麟、叶宝娟，2014），在（2）式的基础上构建模型如下：

$$M_{it} = \sum_{k=2}^5 \phi_k Merge_i \times I_t + \delta Z_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \sum_{k=2}^5 \eta_k Merge_i \times I_t + \lambda M_{it} + \omega Z_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

（3）式和（4）式中， $M_{it}$  为学生是否寄宿、班主任学历、班主任性别、班主任年龄、班级规模、家校距离等中介变量。中介变量的选取主要基于第二节“研究假说”的相关分析，本文试图考察学校合并是否通过学生寄宿情况、教师特征、班级规模和家校距离的改变来影响学生成绩。 $Z_{it}$  为控制变量，其设定与表 2 回归 3 相同。

依次检验（3）式中的系数  $\phi_k$  和（4）式中的系数  $\lambda$ ，如果  $\phi_k$  和  $\lambda$  均显著，则间接效应显著；如果  $\phi_k$  和  $\lambda$  至少有一个不显著，用 Bootstrap 法直接检验  $H_0: \phi_k \lambda = 0$ ，如果显著拒绝原假设，则间接效应显著。在间接效应显著的基础上，如果  $\eta_k$  不显著，则表明存在完全中介效应；如果  $\eta_k$  显著且  $\eta_k$  与  $\phi_k \times \lambda$  的符号一致，则表明存在部分中介效应；如果  $\eta_k$  显著且  $\eta_k$  与  $\phi_k \times \lambda$  的符号相反，则表明存在遮掩效应。

本文对（3）式进行回归，回归结果如表 3 所示。从表 3 可以看出，相较于未合并学校，合并学校在合并之后的第 1~4 学期，学生寄宿比例显著上升，班主任学历显著下降，男性班主任比例先显著上升后显著下降；合并之后的第 1~2 学期，班主任年龄显著上升，但第 3~4 学期变化不显著；合并之后的第 1~4 学期，班级规模显著扩大，学生从家到学校的距离显著增加。这说明，学校合并确实对学生是否寄宿、教师特征、班级规模、家校距离等造成显著影响。因此，本文对（4）式进行回归，并以表 2 中回归 3 作为对比基准，展开机制分析。

表 3 学校合并对中介变量影响的估计结果

主要变量	学生是否寄宿	班主任学历	班主任性别	班主任年龄	班级规模	家校距离
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
学校合并×学期 2	0.056*** (0.012)	-0.119*** (0.039)	-0.382*** (0.035)	2.922*** (0.399)	5.541*** (0.189)	3.245*** (0.225)
学校合并×学期 3	0.057*** (0.012)	-0.356*** (0.057)	-0.139*** (0.054)	2.640*** (0.403)	5.320*** (0.194)	3.269*** (0.227)
学校合并×学期 4	0.058*** (0.013)	-0.247*** (0.055)	0.119* (0.061)	-0.112 (0.559)	3.846*** (0.201)	3.140*** (0.231)
学校合并×学期 5	0.059*** (0.013)	-0.257*** (0.057)	0.108* (0.061)	0.016 (0.559)	3.586*** (0.291)	3.100*** (0.233)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含

“撤点并校”是否提高了学生成绩

个体固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	2907	2907	2907	2907	2907	2907
R <sup>2</sup>	0.960	0.642	0.657	0.650	0.949	0.971

注：括号内数字为在学生个体层面聚类的标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

一是考虑学生特征变量的影响。表2中回归4的估计结果表明，除了合并后的第3学期交互项的系数不显著外，学校合并与其他学期的交互项系数均显著，而学生是否寄宿的系数不显著。参考温忠麟、叶宝娟（2014）的研究，本文使用Bootstrap法对表3中回归1学校合并与学期的交互项的系数和表2中回归4学生是否寄宿的系数进行检验，检验结果均在低于5%的显著性水平上拒绝原假设 $\phi_k \lambda = 0$ ，说明中介变量的间接效应显著。由表3中回归1和表2中回归4的估计结果可知，合并后的第1和第2学期， $\eta_k$ 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相同，说明学生是否寄宿存在部分中介效应。对比表2中回归4与回归3的估计结果可以发现，在合并后的第1和第2学期，学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度下降。其主要原因在于，学生成绩的下降更多地被学校合并后学生寄宿比例的上升（见表3回归1）所解释。

二是考虑教师特征变量的影响。表2中回归5的估计结果表明，除了合并后的第3学期交互项的系数不显著外，学校合并与其他学期的交互项系数均显著，而班主任学历和班主任年龄的系数不显著。Bootstrap法的检验结果显示，班主任学历和班主任年龄均不存在中介效应。但是，班主任是男性相较于班主任是女性，学生成绩显著更高。由表3中回归3和表2中回归5的估计结果可知，合并后的第1和第2学期， $\eta_k$ 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相反，说明班主任性别存在遮掩效应。对比表2中回归5与回归3的估计结果可以发现，在控制了班主任特征变量后<sup>①</sup>，在合并后的第1和第2学期，学校合并对学生成绩的负向影响程度上升。其主要原因在于，学校合并的初期（合并后的第1和第2学期），合并学校的女性班主任比例相较于未合并学校，分别下降38.2个百分点和13.9个百分点（见表3回归3）。这种差异使得在控制了男性班主任对学生成绩的拉抬作用后，学校合并初期对合并学校学生成绩的负向影响程度上升。这说明，学校合并后，男性班主任比例的提高在一定程度上可以削弱学校合并给学生成绩带来的负向影响。虽然相关文献在教师性别对学生成绩有无影响以及影响方向的研究结论方面存在差异（洪松舟，2021），但是学校合并后班级规模扩大、寄宿比例上升、学生矛盾与冲突加剧，管理难度往往加大（方亮、刘银，2013；娄立志、吴欣娟，2016）。而男性班主任一般而言精力较为充沛，拥有较强的成就动机（王斌，1993；周天梅、周开济，2017），这在一定程度上有利于被合并学校学生成绩的提高。

三是考虑班级规模的作用。表2中回归6的估计结果显示，学校合并与合并后的4个学期的交互项系数均显著，班级规模的扩大对学生总成绩的标准化分数具有显著的负向影响。由表3中回归5和

<sup>①</sup>由于班主任学历、班主任性别和班主任年龄这些特征会统一受到学校合并的影响，本文将这些特征变量一并纳入模型加以控制。如果分别考察各个变量的作用机制，也会得到类似的结果。限于篇幅，本文未报告分别控制各个教师特征变量的回归结果，读者如有需要请联系笔者索取。

表2中回归6的估计结果可知,合并后的第1和第2学期, $\eta_k$ 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相同,说明班级规模存在部分中介效应;合并后的第3和第4学期, $\eta_k$ 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相反,说明班级规模存在遮掩效应。对比表2中回归6与回归3的估计结果可知,在控制了班级规模特征变量后,在合并后的第1和第2学期,学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度下降。其主要原因在于,学校合并后,合并学校的班级规模出现较大幅度的扩大<sup>①</sup>,学生成绩的下降更多地被学校合并后班级规模的扩大(见表3回归5)所解释。

四是考虑家校距离的作用。表2中回归7的估计结果显示,学校合并与合并后的4个学期的交互项系数均显著,家校距离对学生总成绩的标准化分数具有显著的负向影响。由表3中回归6和表中2回归7的估计结果可知,合并后的第1和第2学期, $\eta_k$ 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相同,说明家校距离存在部分中介效应;合并后的第3和第4学期, $\eta_k$ 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相反,说明家校距离存在遮掩效应。对比表2中回归7与回归3的估计结果可以发现,在控制了家校距离的影响后,在合并后的第1和第2学期,学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度下降。其主要原因在于,学生成绩的下降更多地被学校合并后家校距离的增加(见表3回归6)所解释。

进一步地,本文在表2回归8中同时控制学生个体固定效应和时间固定效应,以及学生特征、教师特征、学校规模和家校距离等特征变量,发现学校合并短期内(合并后的第1和第2学期)会显著降低学生成绩,但长期内(合并后的第3学期特别是第4学期)会显著提高学生成绩的结论依然成立。具体来说,相较于未合并学校,合并学校在合并后的第1和第2学期,学生总成绩的标准化分数分别显著降低0.192和0.189,但到了第3学期,学生总成绩的标准化分数反而显著提高0.119,在第4学期,学生的中考成绩的标准化分数会显著提高0.268。

综上所述,本文发现,学校合并使得学生寄宿比例上升、班级规模扩大、家校距离增加,这些变化给学生成绩带来负向影响。但是,学校合并后男性班主任比例提高在一定程度上可以削弱学校合并对学生成绩的负向影响。这与“研究假说”中对学校合并如何影响学生成绩的分析基本一致。

### (三) 稳健性检验

1.改变模型设定。表2中回归8使用的是固定效应(FE)模型,因此,表1中学生性别、学生是否少数民族、家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限等不随时间变化的特征变量的影响被吸收了。为了考察这些变量的影响,本文进一步使用随机效应(RE)模型,并在表2中回归8的基础上增加学生性别、学生是否少数民族、父亲受教育年限、母亲受教育年限等控制变量,得到表4中回归1的估计结果。表4中回归1与表2中回归8的估计结果相比,交互项的系数符号和显著性水平并未改变,但就学校合并对合并学校学生成绩的影响而言,在学校合并后的第1和第2学期,学校合并的负向影响程度下降,第3学期学校合并的正向影响程度下降,而第4学期学校合并的正向影响程

<sup>①</sup>笔者对样本进行统计分析,发现学校合并后的第1学期,合并学校的班级规模均值由合并前的44.82人上升至51.80人;但未合并学校的班级规模均值仅由原来的44.31人上升至45.01人。

度上升。本文使用 Hausman 检验对模型进行筛选，Hausman 统计量的值为 148.28，在 1%的水平上显著，说明固定效应（FE）模型更适合本文研究的情境。

表 4 稳健性检验模型的估计结果

主要变量	总成绩的标准化分数		
	回归1	回归 2	回归 3
学校合并×学期2	-0.183*** (0.057)	-0.190*** (0.057)	-0.184*** (0.062)
学校合并×学期3	-0.186*** (0.055)	-0.187*** (0.059)	-0.170*** (0.062)
学校合并×学期4	0.111** (0.052)	0.120** (0.056)	0.149** (0.060)
学校合并×学期5	0.271*** (0.053)	0.267*** (0.078)	0.268*** (0.079)
控制变量	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含
个体固定效应	未包含	已包含	已包含
样本量	2907	2892	2330
R <sup>2</sup>		0.920	0.893

注：①由于本文重点关注的是学校合并与学期的交互项系数，对于解释变量只汇报交互项系数的估计结果，其他变量系数的估计结果省略；②回归 2 和回归 3 中的控制变量与表 2 回归 8 相同；③括号内数字为在学生个体层面聚类标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

2.PSM-DID 方法检验。考虑到合并学校与未合并学校可能存在系统性差异，本文进一步采用倾向得分匹配（PSM）方法进行稳健性检验。首先，本文使用学校合并对学生性别、学生是否少数民族、家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限、父母婚姻状况、家庭经济条件是否中偏下这些变量进行 Logit 回归，得到各个样本的倾向得分。其次，根据估计的倾向得分，采用 1：1 最近邻匹配法进行匹配。再次，为了保证匹配的可靠性，对匹配后的样本进行平衡性检验<sup>①</sup>。平衡性检验结果显示，匹配变量均值在处理组和对照组之间均不存在显著差异，并且各匹配变量的标准化偏差均在 5%以内，说明匹配后样本满足平衡性假设，可以做进一步分析。最后，使用得到的匹配数据按照表 2 中回归 8 的设定进行回归，得到表 4 中回归 2 的估计结果。该估计结果与表 2 中回归 8 的估计结果基本一致，说明前文结论稳健。

3.考虑成绩缺失情况。本文注意到，随着时间的推移，合并学校与未合并学校部分学生成绩发生缺失。这些样本成绩缺失的原因主要有三种情况：一是学生辍学，二是学生转学<sup>②</sup>，三是学生未参加

<sup>①</sup>限于篇幅，本文未报告平衡性检验结果，读者如有需要请联系笔者索取。

<sup>②</sup>转学分为合并学校与未合并学校之间的转学，以及转学到样本校之外的学校这两种情况。追踪调查期间一共发生 5 人转学，他们均转学到样本校之外的学校。

期末考试。表 5 统计了合并学校与未合并学校成绩缺失学生在各种原因上的分布情况。从表 5 可以看出，学校合并后的第 1 和第 2 学期（对应表 5 中的学期 2 和学期 3），合并学校与未合并学校成绩缺失学生样本比例都不高。进入初三后，合并学校与未合并学校成绩缺失学生样本比例大幅提高，主要是因为学生未参加期末考试的比例大幅提高<sup>①</sup>。由于学校合并后的第 1 和第 2 学期，成绩缺失学生样本比例较低，表 2 回归 8 中学校合并与学期 2、学期 3 的交互项系数由样本缺失引起的估计偏误不大。而学校合并后的第 3 和第 4 学期，成绩缺失学生样本比例较高，会使得表 2 回归 8 中学校合并与学期 4、学期 5 的交互项系数的估计发生偏误。由于这些未参加考试的学生大多数是学习成绩比较差的学生，本文认为，学校合并与学期 4、学期 5 的交互项系数可能高估了学校合并对合并学校初三学生学习成绩特别是中考成绩的提升作用。鉴于此，本文删除了学生成绩缺失的样本<sup>②</sup>，再按照表 2 中回归 8 的设定进行回归，得到表 4 中回归 3 的估计结果。可以看出，相较于表 2 中回归 8 的估计结果，剔除了这些往往是成绩较差的成绩缺失样本后，学校合并对合并学校学生成绩的影响，在合并后的第 1 和第 2 学期，负向影响程度下降，在第 3 学期，正向影响程度上升。这在一定程度上说明，学校合并对合并学校学习成绩较差的学生影响更大。

表 5 合并学校与未合并学校成绩缺失学生在各种原因上的分布情况 单位：%

学期	合并学校				未合并学校			
	辍学比例	转学比例	未参加考试比例	合计	辍学比例	转学比例	未参加考试比例	合计
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.00	0.00	0.41	0.41	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.62	0.00	2.27	2.89	0.69	0.00	3.47	4.17
4	1.65	0.41	4.75	6.82	2.08	0.69	8.33	11.11
5	4.13	0.21	25.00	29.34	2.78	0.69	10.42	13.89

## 五、学校合并对学生成绩影响的异质性分析

### （一）学校合并对不同科目成绩的影响

本文之前的分析使用学生总成绩的标准化分数的变化来衡量学校合并对学生成绩的影响。由于不同科目的任课教师不同，学校合并对不同科目成绩的影响可能存在差别（卢珂、杜育红，2010；贾勇宏，2014）。因此，本文分别计算语文、数学、英语和政治成绩的标准化分数，并按照表 2 中回归 8 的设定进行回归，估计结果如表 6 所示<sup>③</sup>。

从语文成绩的标准化分数来看，合并后的第 1 学期，学校合并对语文成绩的影响不显著。给定其

<sup>①</sup>初三学年，特别是初三下学期，大量学生成绩缺失，主要是因为很多成绩较差的学生未参加初三下学期的中考，而是参加了当地的职业高级中学或技工学校入学考试。

<sup>②</sup>一共删除了 577 个样本，占总样本的比例为 19.85%。

<sup>③</sup>非常感谢匿名审稿专家的宝贵建议，促使本文进一步考察学校合并对不同科目成绩的影响，丰富了本文的研究。

他条件不变，合并后的第2、第3、第4学期，与未合并学校相比，合并学校学生语文成绩的标准化分数均显著上升。总体来看，学校合并提高了学生的语文成绩。从数学成绩的标准化分数来看，与未合并学校相比，合并后的第1、第2学期，学校合并对数学成绩的影响不显著，第3学期合并学校学生数学成绩的标准化分数显著下降0.157。到了第4学期，数学成绩并未显著提高。从英语成绩的标准化分数来看，合并后的第1学期，与未合并学校相比，合并学校学生英语成绩的标准化分数显著下降0.166，但在其他学期，影响均不显著。从政治成绩的标准化分数来看，合并后的第1、第2学期，与未合并学校相比，合并学校学生政治成绩显著降低，学校合并的影响是负向的。但到了第3、第4学期，学校合并的影响显著且为正向。政治成绩的标准化分数的变化趋势与学生总成绩的标准化分数的变化趋势非常类似，学校合并后学生成绩先下降后上升。

表6 学校合并对不同科目成绩的影响的估计结果

主要变量	语文成绩的标准化分数	数学成绩的标准化分数	英语成绩的标准化分数	政治成绩的标准化分数
	回归1	回归2	回归3	回归4
学校合并×学期2	0.142 (0.090)	-0.034 (0.076)	-0.166* (0.089)	-0.751*** (0.099)
学校合并×学期3	0.467*** (0.092)	-0.092 (0.076)	-0.148 (0.100)	-0.792*** (0.095)
学校合并×学期4	0.356*** (0.093)	-0.157** (0.070)	0.100 (0.092)	0.604*** (0.090)
学校合并×学期5	0.306** (0.129)	0.100 (0.085)	0.157 (0.107)	0.700*** (0.094)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
个体固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	2907	2907	2907	2907
R <sup>2</sup>	0.807	0.864	0.822	0.812

注：①由于本文重点关注的是学校合并与学期的交互项系数，对于解释变量只汇报交互项系数的估计结果，其他变量系数的估计结果省略；②回归1至回归4的控制变量与表2回归8相同；③括号内数字为在学生个体层面聚类的标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

学校合并对学生不同科目成绩的影响存在差异，说明学校合并非普遍或全面地改善了教学质量，很可能个别科目在学校合并后，师资力量得到了改善，学生成绩因而提高；而有些科目并没有因为学校合并得到了教学质量的改善。学校合并后，数学成绩和英语成绩出现过下降，政治成绩则呈现先显著下降后显著上升的特点。但语文比较特殊，在合并后的第2~4学期，与未合并学校相比，合并学校学生语文成绩均显著更高。可能的原因如下：合并学校学生所在年级的年级组长由原西邑初级中学的教导主任担任，他是语文老师，对该年级语文教学抓得比较紧，并且该教师能力较强——在学校合并后的第2年，升任鹤庆二中副校长。该教师的高能力和所任职务的重要性有利于提升合并学校学生

的整体语文成绩，这也验证了学校合并带来的教师质量提升有助于提高学生成绩。

## （二）学校合并对不同群体学生成绩的影响

前文的分析表明，即使在控制了一系列特征变量后，学校合并短期内依旧给学生成绩造成了显著的负向影响。结合“研究假说”的分析，本文推测这很可能是学校合并后的“中断效应”导致的。此外，既有研究表明，在学校合并的初期，女生、寄宿生和客校生等群体更容易受到学校合并带来的“中断效应”的冲击（卢珂、杜育红，2010；Mo et al., 2012；贾勇宏，2014；Beuchert et al., 2018）。因此，本文在（2）式的基础上进行分组回归，得到的估计结果如表7所示。

表7中回归1和回归2考察学校合并对男生和女生成绩影响的异质性。回归结果显示，男生和女生总成绩的标准化分数的变化趋势非常类似，学校合并后成绩先下降后上升。但在学校合并后的第1、第2学期，学校合并对女生成绩的负向影响更大。在之后的第4学期，与男生相比，学校合并对女生成绩的正向影响更小。与男生相比，女生对环境变化的适应性更差，对家庭的依赖性更强。学校合并后，女生往往很难在短时间内适应这种变化，由此造成了女生成绩波动幅度加大的现象。另外，学校合并后采取大班教学方式，学生数大大增多，教师很难更好地关注学生（方亮、刘银，2013；娄立志、吴欣娟，2016）。离家较远及教师关注度下降，给女生带来的冲击往往更大。

表7中回归3和回归4的估计结果显示，对于寄宿生来说，在学校合并后的第1、第2学期，学校合并对其成绩的负向影响显著，在第4学期，则具有显著的正向影响。但对于非寄宿生来说，除了合并后的第2学期，在其余学期学校合并的影响均不显著<sup>①</sup>。受政府财力的限制，学校合并和相关设施配套很难同步完成，学生宿舍不足、食堂拥挤等问题往往会对寄宿生的学习成绩造成冲击（Liu et al., 2010；侯海波等，2018；黎煦等，2018）。而当学校基础设施改善，学生逐渐适应环境改变后，寄宿生可将更多的时间用于学习，从而成绩显著提高（贾勇宏，2014）。

与一直在本校就读的学生相比，客校生因为进入一个陌生的学习环境，可能会在入学初期较难适应，加之新老学校在教育质量和教学方式上存在差异，学校合并往往对客校生的成绩有显著的负向影响（郑磊、卢珂，2011；Brummet, 2014；贾勇宏，2014）。表7中回归5的估计结果表明，在学校合并后的第1、第2学期，学校合并会对客校生的成绩有显著的负向冲击；到了第3、第4学期，学校合并对客校生成绩的影响不显著。而对于主校生来说，表7中回归6的估计结果显示，在学校合并后的第1、第2学期，学校合并对主校生成绩也具有负向影响，但影响程度远小于对客校生的影响；在学校合并后的第3、第4学期，学校合并对主校生成绩具有显著的正向影响。主校生成绩变化趋势与样本整体呈现的趋势是一致的。学校合并对客校生学习成绩产生负向影响，意味着合并学校的被动转学学生的教育公平在“撤点并校”过程中受到了损害。

结合表2所呈现的机制分析，表7的各个估计结果在一定程度上说明，在学校合并的初期，伴随着学生寄宿比例的上升、班级规模的扩大以及家校距离的增加，女生、寄宿生和客校生更容易受到环境变化的负向影响，即学校合并会导致这些学生成绩降低。但是，随着学校合并的优势逐渐显现，女

<sup>①</sup>回归的样本中不包括学校合并之前未寄宿而学校合并之后寄宿的学生，样本量为124。

生、寄宿生成绩特别是他们的中考成绩有了显著提高。

表 7 学校合并对不同群体学生成绩的影响的估计结果

主要变量	总成绩的标准化分数					
	女生 回归1	男生 回归2	寄宿生 回归3	非寄宿生 回归4	客校生 回归5	主校生 回归6
学校合并×学期 2	-0.213*** (0.065)	-0.165* (0.098)	-0.232*** (0.071)	-0.137 (0.135)	-0.517*** (0.133)	-0.233*** (0.057)
学校合并×学期 3	-0.212*** (0.061)	-0.165 (0.107)	-0.216*** (0.077)	-0.296** (0.124)	-0.541*** (0.139)	-0.208*** (0.059)
学校合并×学期 4	0.116* (0.061)	0.126 (0.098)	0.081 (0.076)	0.129 (0.144)	-0.196 (0.132)	0.099* (0.057)
学校合并×学期 5	0.207*** (0.072)	0.335** (0.148)	0.264** (0.106)	0.058 (0.208)	-0.009 (0.151)	0.227** (0.078)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
个体固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	1609	1298	2190	593	1571	2014
R <sup>2</sup>	0.924	0.907	0.931	0.887	0.908	0.921

注：①由于本文重点关注的是学校合并与学期的交互项系数，对于解释变量只汇报交互项系数的估计结果，其他变量系数的估计结果省略；②回归 1 和回归 2 的控制变量与表 2 回归 8 相同，回归 3 和回归 4 的控制变量中，不含有学生是否寄宿，回归 5 和回归 6 由于人均占地面积变量和学校合并与学期的交互项存在共线性，故不将人均占地面积变量纳入回归；③括号内数字为在学生个体层面聚类的标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

## 六、结论

本文采用云南省鹤庆县 628 名初中学生 5 个学期的面板数据，使用双重差分方法对乡镇中学合并是否提高了学生成绩进行检验。本文研究发现，短期内（合并后的第 1、第 2 学期），乡镇中学合并非但没有显著提高学生学习成绩，反而使得学生总成绩显著下降，但到了合并后的第 3、第 4 学期，学生总成绩显著提高。机制分析表明，学校合并后学生寄宿比例上升、班级规模扩大、家校距离增加会对学生成绩造成负向影响，但学校合并后男性班主任比例提高在一定程度上可以削弱学校合并对学生成绩的负向影响。学校合并对不同科目成绩以及不同群体学生学习成绩的影响具有异质性，尤其是学校合并短期内给女生、寄宿生和客校生学习成绩造成了显著的负向影响。

本文关注中学“撤点并校”的短期效应和长期效应，具有较强的政策含义。首先，本文的研究结果表明，学校合并的初期会对学生成绩产生不利影响，特别对于女生、寄宿生和客校生来说，他们受到的负向冲击更加明显。在学校合并的过程中，应当提高对于这些学生的关注，对学习成绩下滑明显的学生及时给予疏导，帮助他们提高学习成绩，降低这部分学生的辍学率，保障教育公平。其次，从

长期来看,学校合并有利于学生成绩的提高。从这个角度出发,“一刀切”地否定“撤点并校”政策并不可取,城镇化进程中在农村实行“撤点并校”是有其积极意义的。再次,对于学校合并应当全面核算,不要操之过急,应当在学校配套设施建设基本完成之后再合并,尽量使学校合并对学生成绩的负向冲击降至最低。最后,需要强调的是,在学校合并的过程中,不同地方可能具有不同特点。关于“撤点并校”影响的考察应该结合区域的特质,做到具体问题、具体分析。

#### 参考文献

- 1.蔡志良、孔令新,2014:《撤点并校运动背景下乡村教育的困境与出路》,《清华大学教育研究》第2期。
- 2.丁冬、郑风田,2015:《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)》第2期。
- 3.东梅、常芳、白媛媛,2008:《农村小学布局调整对学生成绩影响的实证分析——以陕西为例》,《南方经济》第9期。
- 4.范先佐、郭清扬,2009:《我国农村中小学布局调整的成效、问题及对策——基于中西部地区6省区的调查与分析》,《教育研究》第1期。
- 5.方亮、刘银,2013:《农村小学“撤点并校”的成效与困境分析》,《西南石油大学学报(社会科学版)》第3期。
- 6.侯海波、吴要武、宋映泉,2018:《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》第7期。
- 7.胡宏伟、汤爱学、江海霞、袁水草,2016:《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》第1期。
- 8.洪舟舟,2021:《小学教师人力资本特征对学生学业成绩的影响:基于20年实证文献的分析》,《全球教育展望》第2期。
- 9.贾勇宏,2014:《农村中小学布局调整对学生学业成绩的影响——基于全国九省(自治区)样本的考察》,《教育与经济》第2期。
- 10.黎煦、朱志胜、宋映泉、吴要武,2018:《寄宿对贫困地区农村儿童阅读能力的影响——基于两省5县137所农村寄宿制学校的经验证据》,《中国农村观察》第2期。
- 11.梁超、王素素,2020:《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》第9期。
- 12.娄立志、吴欣娟,2016:《农村小规模学校“撤点并校”的代价与补偿》,《教育研究与实验》第2期。
- 13.卢珂、杜育红,2010:《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》第6期。
- 14.潘光辉,2017:《“撤点并校”、家庭背景与入学机会》,《社会》第3期。
- 15.单丽卿、王春光,2015:《“撤点并校”的政策逻辑》,《浙江社会科学》第3期。
- 16.王斌,1993:《教师心理的性别差异及其教育学意义》,《教育科学》第1期。
- 17.温忠麟、叶宝娟,2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 18.赵丹、吴宏超、Bruno Parolin,2012:《农村学校撤并对小学生上学距离的影响——基于GIS和Ordinal Logit模型

的分析》，《教育学报》第8期。

- 19.赵丹、曾新, 2018: 《学校规模扩大对“生均成本, 教育质量”影响的复杂性——基于美国学者研究的文献综述》, 《外国教育研究》第7期。
- 20.郑磊、卢珂, 2011: 《转学对学生成绩的影响: 来自中国西部农村的证据》, 《教育学报》第2期。
- 21.郑力, 2020: 《班级规模会影响学生的非认知能力吗? —— 一个基于 CEPS 的实证研究》, 《教育与经济》第1期。
- 22.周天梅、周开济, 2017: 《中国教师心理资本性别差异的元分析》, 《四川师范大学学报(社会科学版)》第7期。
23. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
24. Beuchert, L., M. K. Humlum, H. S. Nielsen, and N. Smith, 2018, “The Short-term Effects of School Consolidation on Student Achievement: Evidence of Disruption?”, *Economics of Education Review*, 65: 31-47.
25. Brummet, Q., 2014, “The Effect of School Closings on Student Achievement”, *Journal of Public Economics*, 119: 108-124.
26. Cai, W. X., G. Chen, and F. Zhu, 2017, “Has the Compulsory School Merger Program Reduced the Welfare of Rural Residents in China?”, *China Economic Review*, 46: 123-141.
27. Conant, J. B., 1959, *The American High School Today: A First Report to Interested Citizens*, N.Y.: McGraw-Hill Book Company.
28. Conant, J. B., 1967, *The Comprehensive High School: A Second Report to Interested Citizens*, N.Y.: McGraw-Hill Book Company.
29. De Haan, M., E. Leuven, and H. Oosterbeek, 2016, “School Consolidation and Student Achievement”, *Journal of Law, Economics, and Organization*, 32(4): 816-839.
30. Engberg, J. B., B. Gill, G. Zamarro, and R. Zimmer, 2012, “Closing Schools in a Shrinking District: Do Student Outcomes Depend on Which Schools Are Closed?”, *Journal of Urban Economics*, 71(2): 189-203.
31. Finn, J. D., G. M. Pannozzo, and C. M. Achilles, 2003, “The ‘Why’s’ of Class Size: Student Behavior in Small Classes”, *Review of Educational Research*, 73(3): 321-368.
32. Gershenson, S., and L. Langbein, 2015, “The Effect of Primary School Size on Academic Achievement”, *Educational Evaluation & Policy Analysis*, 37(1): 135-155.
33. Haller, E. J., D. H. Monk, A. S. Bear, J. Griffith, and P. Moss, 1990, “School Size and Program Comprehensiveness: Evidence from ‘High School and Beyond’”, *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 12(2): 109-120.
34. Leithwood, K., and D. Jantzi, 2009, “A Review of Empirical Evidence about School Size Effects: A Policy Perspective”, *Review of Educational Research*, 79(1): 464-490.
35. Liu, C., L. Zhang, R. Luo, S. Rozelle, and P. Loyalka, 2010, “The Effect of Primary School Mergers on Academic Performance of Students in Rural China”, *International Journal of Educational Development*, 30(6): 570-585.
36. Liu, J., and C. Xing, 2016, “Migrate for Education: An Unintended Effect of School District Combination in Rural China”, *China Economic Review*, 40: 192-206.

37.Luo, R., Y. Shi, L. Zhang, C. Liu, S. Rozelle, and B. Sharbono, 2009, “Malnutrition in China's Rural Boarding Schools: The Case of Primary Schools in Shaanxi Province”, *Asia Pacific Journal of Education*, 29(4): 481-501.

38.Mo, D., H. Yi, L. Zhang, Y. Shi, S. Rozelle, and A. Medina, 2012, “Transfer Paths and Academic Performance: The Primary School Merger Program in China”, *International Journal of Educational Development*, 3: 423-431.

39.Runyon, R. P., K. A. Coleman, and D. J. Pittenger, 2000, *Fundamentals of Behavioral Statistics*, N.Y.: McGraw-Hill Inc.

40.Welsch, D. M., and D. M. Zimmer, 2016, “The Dynamic Relationship between School Size and Academic Performance: An Investigation of Elementary Schools in Wisconsin”, *Research in Economics*, 70(1): 158-169.

（作者单位：<sup>1</sup>中国人民大学经济学院；

<sup>2</sup>中国人民大学企业与组织研究中心）

（责任编辑：王 藻）

## Whether School Merger Programs Improved Academic Performance of Students: Based on the Case Study of Middle School Merger in Heqing County, Yunnan Province

WU Haijun YANG Jidong

**Abstract:** Since the implementation of school merger programs, there have been different opinions on its effect. This article takes Heqing County, Yunnan Province as an example and makes an empirical analysis on whether the combination of middle schools has improved students' academic performance by adopting a DID method based on the individual panel data of the follow-up survey. The results show that school merger programs have significantly reduced academic performance of students in a short period of time (in the first and second semesters), but their academic performance have started to improve significantly in the third, especially in the fourth semester after the school merger. The mechanism analysis shows that the increase of boarding proportion, the expansion of class size, and the increase of distance between home and school have a negative impact on students' performance, but the increase of the proportion of male teachers can weaken the negative impact of the school merger on students' performance to a certain extent. When investigating the heterogeneous impact of the school merger, this study finds that the school merger can mainly improve students' Chinese performance, significantly reduce their mathematics and English performance for some time, while their political performance declines first and then increases. School merger programs have a significant negative impact on the academic performance of girls, boarding students and visiting students in a short period of time.

**Keywords:** School Merger Program; Middle School Merger; Academic Performance of Student; Educational Equity