

# 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

侯海波<sup>1</sup> 吴要武<sup>2</sup> 宋映泉<sup>3</sup>

**摘要：**2001~2012年期间，为了整合教育资源，不少地方政府推行“撤点并校”，中西部农村大量教学点被撤并。小学数量减少且向乡镇集中，学生从家到学校的距离增加，导致低年级小学生被迫选择寄宿。本文利用北京大学中国教育财政科学研究所、中国社会科学院人口与劳动经济研究所和首都经济贸易大学在河北省和四川省137所具有寄宿资格的乡镇小学所做的抽样调查数据，将学生从家到学校的距离与对应距离区间内的教学点分布状况进行匹配，作为“撤点并校”政策的代理变量，评估了该政策对小学生低龄寄宿的影响，以及低龄寄宿对小学生人力资本积累的影响。研究发现，设置教学点降低了小学生低龄寄宿的可能性，低龄寄宿阻碍了儿童人力资本积累的进程。

**关键词：**撤点并校 低龄寄宿 人力资本

**中图分类号：**F318 **文献标识码：**A

### 一、引言

2017年，教育部等四部委公布《高中阶段教育普及攻坚计划（2017~2020年）》<sup>①</sup>，中国加快了全面普及高中阶段教育的步伐。但是，政策目标的实现，不仅取决于学龄人口顺利进入高中并完成学业，还取决于他们在小学阶段对基础知识和基本方法的掌握程度。中西部地区农村的小学，教育条件落后，小学生所接受的教育质量不高且水平参差不齐，他们进入初中后，辍学的风险较高，制约着普及高中阶段教育目标的实现。

2000年以来，农村适龄儿童减少，生源萎缩，“一村一校”的学校布局导致财政资金利用效率低下。同时，教育体制改革<sup>②</sup>使县一级政府成为基础教育经费的负担主体，当地方财政入不敷出时，

<sup>①</sup>参见《高中阶段教育普及攻坚计划（2017~2020年）》（教基[2017]1号），[http://www.gov.cn/xinwen/2017-04/06/content\\_5183767.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2017-04/06/content_5183767.htm)。

<sup>②</sup>参见《国务院关于基础教育改革与发展的决定》（国发[2001]21号），[http://old.moe.gov.cn/publicfiles/business/htmlfiles/moe/moe\\_16/200105/132.html](http://old.moe.gov.cn/publicfiles/business/htmlfiles/moe/moe_16/200105/132.html)。该文件提出“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”。

为缓解困境，中西部地区农村会率先撤并教学点<sup>①</sup>，以提高办学效益（丁冬、郑风田，2015）。“撤点并校”使得基础教育向乡镇集中，虽然有利于提高教育质量，但中西部农村以山区为主，村落分散，交通不便，家庭到学校距离远的低年级（三年级以前）学生只有寄宿才能接受义务教育。

但中西部农村寄宿制小学现有的硬件设施和生活教师配套却无法满足不同低龄寄宿者的需要，这会对他们的人力资本积累产生负面影响。人力资本积累表现为教育和健康水平的提高，如果一个群体长期陷入不能有效增进人力资本的恶性循环，贫困就是不可避免且难以摆脱的（蔡昉，2017）。个人早期成长经历会影响其终身的人力资本积累能力（Heckman，2008），小学阶段若未掌握必要的基础知识和学习方法，他们终身的教育和职业发展便会受限。

从已有的研究来看，在中西部农村寄宿制小学中，寄宿生的人力资本积累状况普遍较差。杨兆山、高鹏（2012）认为，经费和设施建设的短板导致低龄寄宿生在校生活单调，课外知识贫乏。闫春平等（2013）研究了6~11岁农村寄宿生的心理安全感，发现这些学生对家庭的依赖性较高，认为过早寄宿不利于他们非认知能力的形成，且开始寄宿的年级越低，心理上越缺乏安全感。关于寄宿对身体健康的影响，李文（2008）发现，贫困地区寄宿制小学食堂质量不高，寄宿生缺乏良好的饮食习惯，营养摄入状况较差。然而，上述研究样本量偏小，研究方法以描述性分析为主，无法克服内生性偏差的干扰。为解决该问题，黎煦等（2018）采用中西部农村寄宿制学校调查的大样本数据，在全面梳理国内外代表性文献的基础上，以家到学校距离为工具变量，证明寄宿降低了小学生的学业水平。但是，低龄寄宿作为农村寄宿制学校的特殊现象，目前还缺乏可信性的经验研究。

2012年以来，中央政府制止了各地“撤点并校”的做法。尽管如此，地方政府由于面临财政压力，依然有动力推行寄宿制学校并默许低年级学生寄宿。“撤点并校”提供了一个实验窗口：2001年以前农村小学布局基本为“一村一校”，这意味着每一个乡镇和村庄都有教学点；2001~2012年间，不同地区对学校撤并力度的差异导致一部分乡镇或村庄不再有教学点，而另一部分乡镇或村庄还保留教学点；通过学生家庭到乡镇小学的距离以及家庭所处距离区间内是否有教学点，可以进一步识别出学生是否因“撤点并校”而低龄寄宿，以及低龄寄宿对他们学业和心理等方面的影响。

北京大学中国教育财政科学研究所、中国社会科学院人口与劳动经济研究所和首都经济贸易大学在2015~2017年，对河北省和四川省5个国家级贫困县137所具有寄宿资格的乡镇小学进行了抽样调查。本文将学生家庭所处的距离区间与该区间内是否有教学点进行匹配，通过观察小学生能否得到就近入学的机会来评估低龄寄宿的可能性，以及低龄寄宿对人力资本积累的影响，并从生活老师配备、抚养者、家庭经济条件和性别角度，分别考察低龄寄宿对儿童人力资本积累影响的异质性。

## 二、研究背景与研究假设

### （一）研究背景

1. “撤点并校”政策的实施。20世纪90年代，中国政府承诺到2000年基本普及九年制义务教

---

<sup>①</sup>2001年，全国基础教育工作会议要求在全国开展大规模的农村义务教育学校布局调整，称为“撤点并校”。

育。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。为此，1995 年国家教委和财政部实施“贫困地区义务教育工程”。为保证资金使用效率，该政策提出“贯彻教育资源优化配置，合理调整学校布局”的原则。1995~2000 年，农村义务教育学校布局调整以减少网点、集中办学为主（赵丹，2016）。图 1 显示，从 1995 年开始，全国农村教学点数量开始下降。

2001 年，中央推行农村税费改革<sup>①</sup>，取消了集资，义务教育管理体制开始“以县为主”，致使县级财政进一步收紧。为节省开支，全国各地开始推行“撤点并校”。图 1 中，教学点数量在 2000~2001 年直线下降，2002~2011 年持续稳定下降。至此，“一村一校”的格局不复存在。

2001~2012 年，地方政府运动化推行“撤点并校”，引发一系列社会问题，以至被中央政府叫停。“撤点并校”期间，中西部农村寄宿制学校建设滞后，学龄儿童上学距离过远，负担过重，辍学率上升。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》<sup>②</sup>，制止盲目撤并农村义务教育学校，学校布局要保障就近入学。至此，“撤点并校”政策结束。图 1 中，农村教学点数量在 2012 年以后呈现增加趋势。

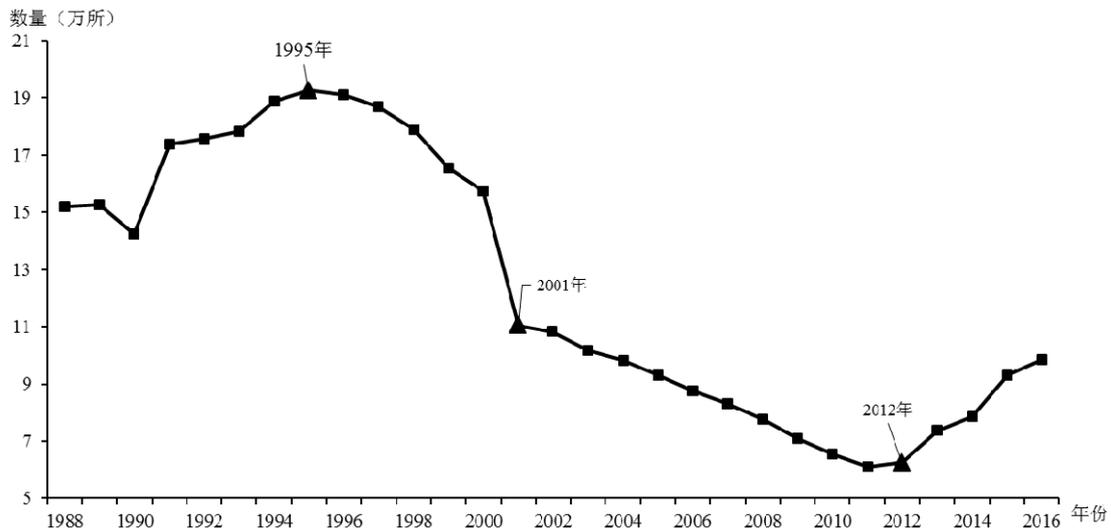


图 1 1988~2016 年农村教学点数量变化

数据来源：教育部发展规划司（编）：《中国教育统计年鉴》（1989~2016，历年），北京：人民教育出版社；2016 年数据：东北师范大学中国农村教育发展研究院：《中国农村教育发展报告 2017》，[http://www.jyb.cn/zcg/xwy/wzxw/201712/t20171223\\_900288.html](http://www.jyb.cn/zcg/xwy/wzxw/201712/t20171223_900288.html)。

2. 发展农村寄宿制小学。中西部农村地区财政压力大，教学点撤并的力度也更大，寄宿制学校

<sup>①</sup>参见《国务院关于进一步做好农村税费改革试点工作的通知》（国办发[2001]5 号），[http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-09/18/content\\_5109014.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-09/18/content_5109014.htm)。该文件提出，“农村税费改革必须相应改革农村义务教育管理体制，由过去的乡级政府和当地农民集资办学，改为由县级政府举办和管理农村义务教育，教育经费纳入县级财政”。

<sup>②</sup>参见《国务院办公厅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），[http://www.gov.cn/zwz/gk/2012-09/07/content\\_2218779.htm](http://www.gov.cn/zwz/gk/2012-09/07/content_2218779.htm)。

建设更普遍。2003年，为推动“撤点并校”，中央财政专项支持中西部农村地区的寄宿制学校建设，相应地，该地区在校小学生中寄宿生比例也更高。

图2显示，2007~2015年间，东部、中部、西部地区农村小学寄宿生比例均有增长，但西部和中部地区增长幅度均高于东部地区。随着城镇化进程的推进和农村新增人口的减少，农村生源数量还会进一步下降，义务教育布局调整依然会遵循集中办学的思路，因此，中西部农村寄宿生比例可能还将保持增长态势。国内其他小型抽样调查显示，农村小学高年级学生的寄宿率已基本接近初中，低年级学生的寄宿比例也在不断增长（参见杨卫安、邬志辉，2014；董世华，2015）。

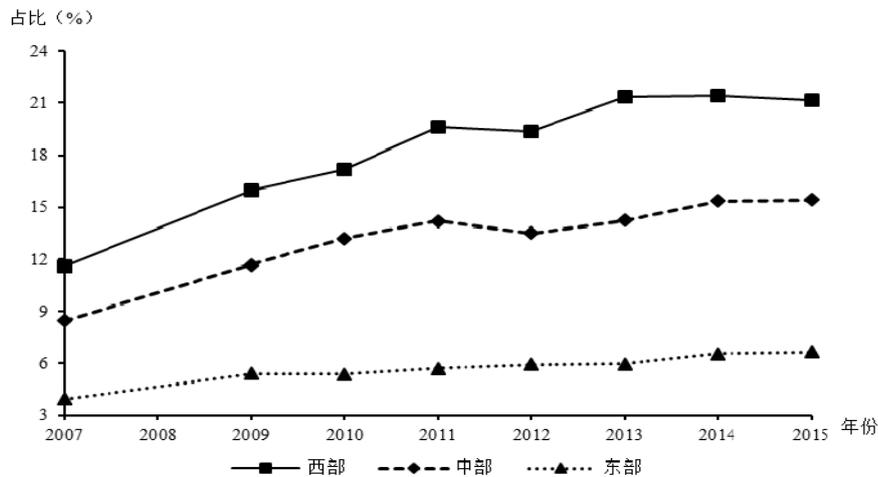


图2 全国分地区农村小学寄宿生占比 (单位: %)

注：全国分地区农村小学寄宿生占比=(分地区农村小学寄宿生总人数÷该地区农村小学在校生总数)×100%。

数据来源：教育部发展规划司（编）：《全国教育事业发展简明统计分析》。

农村寄宿制小学现行教职工编制条例也没有为生活教师预留编制，为了节省费用，学校聘请的生活老师主要是附近的村民、教职工家属、学生家长。任课教师兼职照看学生宿舍，帮助低龄学生处理生活问题，但这加重了乡村教师的工作负担（瞿章文，2013）。中西部寄宿制小学的宿舍和相关工作人员的配备，主要是针对高年级寄宿生的需要来设计和安排的，无法满足低龄寄宿生的需求。

3.样本县的“撤点并校”。表1中，在课题组调研的两省5县，小学的数量变化趋势与图1基本一致：2001年以前，每个县为了完成普及九年制义务教育的任务，基本能够保证每个行政村有一所小学。在2001~2012年间，村级小学和教学点数量大幅度减少。其中，河北省B县靠近北部牧区，人口密度低，四川省E县辖区面积大，毗邻秦巴山区，村庄分散，所以，这两个县小学的撤并幅度最大。这也与国内其他研究者的发现相一致：山区和牧区“撤点并校”的执行力度更大（二十一世纪教育研究院，2013）。

省份	县	2000年	2012年	2017年
河北	A	400	108	102

低龄寄宿与农村小学生人力资本积累

	B	390	19	19
	C	560	96	44
四川	D	147	77	38
	E	730	115	95

数据来源：①2000年数据分别来源于广元市教育志编纂委员会（编），2005：《广元市教育志》，西安：西安地图出版社；张家口市教育局（编），2009：《张家口教育志》，内部资料。②2012年和2017年数据由样本县教育局基础教育科提供。

## （二）研究假设

基础教育向乡镇集中，小学生的通勤距离增加，低龄儿童被迫选择寄宿。然而，农村寄宿制学校因财力有限，基础设施不足，生活老师缺乏，对低龄学生的生活照护质量不高。通过对以上事实的分析，本文提出如下研究假设：

“撤点并校”增加了农村儿童低龄寄宿的可能性；由于农村寄宿制小学对低龄寄宿生缺少专业看护，给这些小学生的人力资本积累造成负面影响。

从这个假说出发，本文提出能够在经验层面上检验的推论：

推论 1：对于家到乡镇小学距离较远的小学生，家庭附近有教学点会降低其低龄寄宿的可能性。

推论 2：低龄寄宿对小学生学业和心理健康产生了负面影响，卷入校园欺凌的风险增大。

## 三、数据介绍和描述性统计结果

2015~2017年，北京大学中国教育财政科学研究所、中国社会科学院人口与劳动经济研究所、首都经济贸易大学联合课题组在河北和四川两省共5个国家级贫困县，对137所具有寄宿资格的乡镇小学开展了三期追踪调查，收集了2015年10月份就读四年级和五年级学生的信息<sup>①</sup>。

本文使用的教学点信息来自2017年5月份的学校问卷，学生的寄宿经历、学业和心理状况来自2016年的学生问卷调查数据，家庭经济状况的相关信息来自2016年的家长问卷，在校生规模、师生比和宿舍是否一人一床的信息来自2016年的学校问卷。1~4年級的寄宿信息属于个人过往经历，而学习成绩和心理状况则是2016年5月份调查时点的状态。相关研究证实，早年经历对个体人力资本积累的影响具有持续性，年龄增长可能会放大这个影响（Heckman, 2008; Almond et al., 2017）。

关于低龄寄宿，问卷询问：“你一/二/三/四年级是否住校”，根据教育部门的规定<sup>②</sup>，并结合各地的教育实践，若被访者选择在一年级或二年级开始寄宿，将其界定为低龄寄宿，样本中，低龄

<sup>①</sup>课题组根据两省5县教育局提供的学校基本信息，确定具有寄宿资格的乡镇小学，并将四年级和五年级学生数低于20人、在校生数低于10人的样本排除，剩下的学校均纳入调查范围。在每个学校的四年级和五年级中，如果每个年級的班级总数少于3个，则调查所有班级；当班级数大于等于3个时，则随机抽取2个班级作为调查对象。

<sup>②</sup>参见《教育部：农村小学1至3年级学生原则上不寄宿》，<http://politics.people.com.cn/n/2012/0913/c1001-19004469.html>。

寄宿者占比为 31.15%；本文将三、四年级开始寄宿称为适龄寄宿<sup>①</sup>，占比为 31.85%；样本中还有 37% 的个体从未寄宿；适龄寄宿和从未寄宿一起被视作低龄寄宿的对照组，称为非低龄寄宿。

关于距离区间，本文对学生家庭到乡镇小学的距离做了分组：将距离从小到大排列，按照百分位数将其等分为 7 个区间。本文将 1~7 分别赋值给不同距离区间，并将取值为 1 的区间作为参照组。

区间内是否有教学点是指在学生家庭到乡镇小学的距离区间内否有教学点。表 2 显示，随着学生家到乡镇小学距离的增加，低龄寄宿的占比从 9.57% 增加至 49.28%，而距离区间内有教学点的比例先是增加，但在 2~3 公里以后，又呈现下降趋势。

表 2 不同距离区间内的低龄寄宿占比和教学点分布状况

距离区间（千米）	变量赋值	低龄寄宿生比例（%）	区间内有教学点的比例（%）	观测值
(0, 0.6]	1	9.57	65.97	2486
(0.6, 1]	2	17.70	60.78	2700
(1, 2]	3	28.14	68.90	2463
(2, 3]	4	30.54	71.72	1994
(3, 5]	5	42.06	67.07	2639
(5, 9]	6	44.84	64.48	1985
(9, 100]	7	49.28	62.99	2348

注：从家到学校距离大于 100 千米，本文统一取值 100 千米。

对小学生人力资本的测量，依靠以下指标：

关于阅读得分，本文采用“国际阅读素养进展研究”项目在 2011 年设计的阅读测试工具<sup>②</sup>，由受访者现场填答。为了使结果具有实际意义，本文将成绩转换成百分位（值域为 0~100），数值大小代表了个体在样本总体中的分布状况。低龄寄宿生的平均成绩处于第 47.3 个百分位，表示在所有被访者中，有 47.3% 的人低于低龄寄宿生的平均成绩，另外，有 49.1% 的人低于适龄寄宿生的平均成绩，有 52.2% 的人低于从未寄宿群体的平均成绩。

关于抑郁风险，问卷采用儿童抑郁量表（Faulstich et al., 1986），计算被访者得分，得分超过 15 分，表示被访者被检测出有抑郁的风险，标记为 1，否则为 0。样本中，低龄寄宿生抑郁风险的比例为 63%，比适龄寄宿和从未寄宿学生分别高出 2 个和 7 个百分点。

关于卷入校园欺凌，根据“这半年来，我在学校内被欺负的次数”“这半年来，我在学校内欺负别人的次数”两个问题来识别。以“每月 2~3 次”为分割点（Solberg and Olweus, 2003），两道题目中，有任何一个回答高于该分割点的，则可定义为卷入校园欺凌。样本中，低龄寄宿生卷入校园欺凌的可能性，比适龄寄宿和从未寄宿学生分别高出 2 个和 6 个百分点。

<sup>①</sup>农村小学三年级通常是寄宿的起点。教学点通常只能提供一、二年级的教学内容；三年级开始开设英语课，而教学点通常没有英语教师。因此，从三年级开始小学生便需要到乡镇小学就读，如果从家到学校的距离过远，便需要寄宿。

<sup>②</sup>参见 <https://timss.bc.edu/>。“国际阅读素养进展研究”项目认为，9~10 岁是儿童阅读能力发展的转折点，大多数国家要求儿童在该年龄段开始通过阅读来获取信息。

另外，部分控制变量定义如下<sup>①</sup>：

关于对年龄的测量，本文根据被访者出生和调研时点的年月信息计算月龄，除以 12 后得到年龄。

关于父母受教育年限，问卷询问：“你爸爸的最高教育程度”“你妈妈的最高教育程度”，被访者选择“小学或以下”“初中”“高中/中专/中职”“大专/高职”“本科”“研究生及以上”中的一个选项，据此本文计算标准学制下的受教育年限。

关于父母婚姻状况，问卷询问“爸爸妈妈目前的婚姻状况如何”，若被访者选择“在婚”，赋值为 1，若选择“离婚”“父亲再婚”“母亲再婚”“丧偶”，视为离异或丧偶，赋值为 0。

关于是否由祖父母照料，问卷询问“目前谁主要负责你的生活”，若被访者选择“爷爷”“奶奶”“外公/姥爷”“外婆/姥姥”中的任何一个或多个，本文将其定义为是，赋值为 1，否则为 0。

关于家庭经济条件，家长问卷询问“您家的经济条件好吗？”，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，赋值为 1，若选择“很好”或“中上”，赋值为 0。

师生比，即全校任课教师总数与在校生总数的比值。该计算方法是教育部门计算方法的倒数。在线性概率模型中，本文的计算方法可以缩小变量值域范围，使系数更直观。

表 3 中，从可观测特征上看，低龄寄宿生看起来更弱势。与其他两类非低龄寄宿生相比，低龄寄宿生的家校距离更远，他们体重更轻，身高更矮，父母在婚的比例偏低。

表 3 变量的描述性统计

	低龄寄宿 观测值：5175	适龄寄宿 观测值：5292	从未寄宿 观测值：6148
阅读得分	47.323 (28.419)	49.080 (28.452)	52.174 (28.463)
抑郁风险 (是=1, 否=0)	0.632 (0.482)	0.606 (0.489)	0.556 (0.497)
卷入校园欺凌 (是=1, 否=0)	0.413 (0.492)	0.386 (0.487)	0.353 (0.478)
家校距离(公里)	7.062 (9.523)	5.657 (8.392)	2.738 (6.356)
性别 (男=1, 女=0)	0.516 (0.500)	0.506 (0.500)	0.481 (0.500)
年龄	10.365 (0.955)	10.408 (0.934)	10.331 (0.907)
年级 (五年级=1, 四年级=0)	0.496 (0.500)	0.501 (0.500)	0.489 (0.500)
体重(千克)	32.347 (7.386)	32.623 (7.529)	33.380 (8.227)

<sup>①</sup>在此只汇报需要在问卷信息基础上重新定义的变量。

身高（米）	1.378 (0.078)	1.381 (0.075)	1.389 (0.079)
父亲受教育年限	9.120 (2.721)	9.036 (2.615)	9.529 (2.784)
母亲受教育年限	8.845 (2.889)	8.716 (2.767)	9.068 (2.857)
父母婚姻状况 （在婚=1，离异或丧偶=0）	0.863 (0.344)	0.888 (0.315)	0.910 (0.286)
由祖父母照料 （是=1，否=0）	0.374 (0.484)	0.380 (0.486)	0.282 (0.450)
家庭经济条件中偏下 （是=1，否=0）	0.701 (0.458)	0.719 (0.450)	0.649 (0.477)
师生比	0.074 (0.037)	0.076 (0.036)	0.066 (0.031)
在校生人数（百人）	6.492 (4.553)	6.618 (4.204)	7.405 (4.690)
学校宿舍一人一床 （是=1，否=0）	0.512 (0.500)	0.517 (0.500)	0.615 (0.487)

注：每个变量对应的统计量分别为均值和标准差，其中括号内为标准差。

#### 四、“撤点并校”对农村小学生低龄寄宿的影响

##### （一）经验方程的设定

农村小学生家庭所处的距离区间以及区间内是否有教学点共同影响了小学生低龄寄宿的选择。乡镇小学的教育质量通常优于教学点，当家庭与乡镇小学相距较近时，即使家庭所处的距离区间内有教学点，低龄儿童也更倾向于到乡镇小学走读。但当家庭距乡镇小学较远时，若家庭所处的距离区间内有教学点，低龄儿童可能选择在教学点完成一年级和二年级学习；若该区间内无教学点，他们便需去乡镇小学寄宿。

对小学生来说，家庭所处的距离区间内有无教学点，不仅是个外生变量，而且还受到“撤点并校”政策的影响。为检验推论 1 是否成立，本文将家庭所处距离区间与该区间内的教学点的分布作为学生是否因“撤点并校”而低龄寄宿的解释变量，并且采用线性概率模型。模型设定如下：

$$B_{ijk} = \alpha_1 + \sum_{k=2}^7 (D_{ik} \times Tch_{ik}) \beta_{ik} + \sum_{k=2}^7 D_{ik} \gamma_{ik} + \sum_{k=2}^7 Tch_{ik} \eta_{ik} + X'_{ijk} \Gamma + X'_c \Phi + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

(1) 式中，被解释变量  $B_{ijk}$  为二分变量，表示在  $c$  县  $j$  学校中，家庭坐落在第  $k$  个距离区间内的学生  $i$ ，是否选择了低龄寄宿。本文将家校距离划分为  $k$  ( $k=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$ ) 个区间，并将  $k=1$  这个区间作为参照组。虚拟变量  $D_{ik}$  表示学生  $i$  的家是否在第  $k$  个区间内； $Tch_{ik}$  表示学生  $i$  的家庭所坐落的第  $k$  个区间内是否有教学点； $\gamma_{ik}$  和  $\eta_{ik}$  分别表示距离固定效应和教学点固定效应；

$X'_{ijk}$  为学生个体、家庭和学校特征变量向量矩阵； $X'_c$  为县固定效应； $\varepsilon_{ijk}$  为随机误差项。

由于每一个学校都有其独特的管理方式和校园氛围，同一个学校的学生在不可观测特征上存在相关性，扰动项不相关的假设无法得到满足，在估计过程中，即使控制了县固定效应可能还无法控制学校层面的聚类相关性（参见 Angrist and Pischke, 2009），因此，本文采用稳健的聚类到学校层面的标准误，以提高估计的有效性。

## （二）回归分析结果

表 4 中的第（1）列结果来自基础方程，在此只展示两个核心解释变量的交互项的系数。当学生从家到乡镇小学的距离在 0.6 至 1 公里时，该区间内是否教学点对低龄寄宿的影响不显著；随着从家到学校距离的增加，距离区间内有教学点，就会显著降低小学生低龄寄宿的概率。然而，家校距离超过 5 公里后，区间内有教学点对低龄寄宿的影响系数为负，但统计上不再显著。结合表 2 中的信息，从家到学校距离大于 5 公里后，距离区间内有教学点的比例呈现递减趋势，教学点在乡镇偏远地区分布稀少，无法满足低年级小学生就近入学的需求。在第（2）列到第（4）列扩展方程里，逐步控制了学生的个体特征、家庭特征和学校特征，这时，核心解释变量的系数大小和显著性几乎没有变化，显示出较好的稳健性。

在扩展方程里，一些控制变量也提供了有价值的信息：男生更可能选择低龄寄宿。同一年级内，年龄越大，低龄寄宿的可能性越高。儿童身高与低龄寄宿负相关。本文推测，可能有两个原因：低龄寄宿生在校期间营养摄入状况不如非低龄寄宿生，生长发育迟缓；贫困家庭的儿童，营养缺乏，导致身材矮小，而他们低龄寄宿的可能性较高。进一步控制父母的受教育水平、婚姻状况和家庭经济条件后，可以看出，低龄寄宿生的确有更不利的家庭环境。那些缺少家庭照料的学生，也更容易低龄寄宿。从学校特征来看，学校人数规模的影响不大；学校教师数量充足且住宿条件能保证一人一床的情形，对学生选择低龄寄宿有正向影响，但系数不显著。

表 4 不同距离区间的教学点分布对儿童低龄寄宿的影响

解释变量	被解释变量：是否低龄寄宿			
	(1)	(2)	(3)	(4)
(0.6, 1]×区间内有教学点	0.054 (0.057)	0.057 (0.057)	0.056 (0.056)	0.055 (0.056)
(1, 2]×区间内有教学点	-0.108*** (0.039)	-0.112*** (0.040)	-0.115*** (0.040)	-0.115*** (0.040)
(2, 3]×区间内有教学点	-0.082** (0.036)	-0.082** (0.036)	-0.082** (0.036)	-0.081** (0.036)
(3, 5]×区间内有教学点	-0.076* (0.041)	-0.076* (0.041)	-0.074* (0.041)	-0.074* (0.041)
(5, 9]×区间内有教学点	-0.035 (0.047)	-0.036 (0.047)	-0.035 (0.047)	-0.036 (0.048)
(9, 100]×区间内有教学点	-0.004	-0.005	-0.007	-0.008

低龄寄宿与农村小学生人力资本积累

	(0.045)	(0.045)	(0.045)	(0.045)
男生	—	0.018***	0.019***	0.019***
	—	(0.007)	(0.007)	(0.007)
年龄	—	0.018**	0.016**	0.016**
	—	(0.007)	(0.007)	(0.007)
五年级	—	-0.003	-0.002	-0.002
	—	(0.012)	(0.012)	(0.012)
体重(千克)	—	-0.001	-0.001	-0.001
	—	(0.001)	(0.001)	(0.001)
身高(米)	—	-0.262***	-0.254***	-0.252***
	—	(0.096)	(0.095)	(0.095)
父亲受教育年限	—	—	-0.004**	-0.004**
	—	—	(0.002)	(0.002)
母亲受教育年限	—	—	-0.001	-0.001
	—	—	(0.002)	(0.002)
父母在婚	—	—	-0.042***	-0.042***
	—	—	(0.013)	(0.012)
由祖父母照料	—	—	0.022**	0.022**
	—	—	(0.009)	(0.009)
家庭经济条件中偏下	—	—	0.026*	0.025*
	—	—	(0.014)	(0.013)
师生比	—	—	—	0.112
	—	—	—	(0.545)
在校生人数(百人)	—	—	—	0.000
	—	—	—	(0.005)
学校宿舍一人一床	—	—	—	0.009
	—	—	—	(0.043)
观测值	16615	16615	16615	16615
R <sup>2</sup>	0.205	0.208	0.210	0.211

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为稳健的学校层面聚类的标准误；(1)~(4)列的回归中还控制了教学点固定效应、距离固定效应和县固定效应。

## 五、低龄寄宿对人力资本积累的影响

### (一) 经验方程的设定

为验证推论2，本文设定如下回归方程：

$$Y_{1,ijc} = \mathcal{G}_1 + B_{1,ijc} \theta + X'_{1,ijc} \Lambda + X'_{1,c} \Pi + \xi_{1,ijc} \quad (2)$$

(2) 式中,  $Y_{1,ijc}$  表示在  $c$  县  $j$  学校中, 学生  $i$  的人力资本状况, 包括阅读成绩、心理健康和卷入校园欺凌的状况;  $B_{1,ijc}$  为是否低龄寄宿, 这是核心解释变量。  $X'_{1,ijc}$  为学生个体、家庭和學校特征变量向量矩阵;  $X'_{1,c}$  为县固定效应;  $\xi_{1,ijc}$  为随机误差项。

低龄寄宿并非随机分布, 有可能存在其他不可观测特征同时影响低龄寄宿与小学生人力资本, 致使普通最小二乘估计结果有偏。 本文将家庭到乡镇小学的距离与该距离区间内是否有教学点进行交互, 作为“撤点并校”政策的代理变量, 以此来矫正经典的内生性偏误。“撤点并校”减少了学校数量, 改变了小学生接受教育的最近距离, 影响了学生的寄宿选择: 从家到学校距离的增加, 使那些本来不用寄宿的小学生, 尤其是低学齡小学生, 被迫选择寄宿, 这满足了工具变量的相关性假设。 但“撤点并校”本身并不会影响学生的人力资本: 如果“撤点并校”后的走读生与寄宿生存在人力资本积累的差异, 那么, 可以相信, 这是由于低龄寄宿产生的影响, 而不是“撤点并校”本身的影响, 这满足工具变量的外生性<sup>①</sup>假设。

本文以“撤点并校”政策作为工具变量, 将“撤点并校”对小学生低龄寄宿的外生影响作为估计方程的第一阶段, 带入第二阶段评估低龄寄宿本身对他们人力资本积累的影响。 类似研究方法可参见 Bai and Kung (2015) 的研究<sup>②</sup>。 本文在使用两阶段最小二乘估计时采取了相同的模型设定方法, 将 (1) 式与 (2) 式联立, 构建两阶段估计模型如下:

$$B_{ijkc} = \alpha_1 + \sum_{k=2}^7 (D_{ik} \times Tch_{ik}) \beta_{ik} + \sum_{k=2}^7 D_{ik} \gamma_{ik} + \sum_{k=2}^7 Tch_{ik} \eta_{ik} + X'_{ijkc} \Gamma + X'_c \Phi + \varepsilon_{ijkc} \quad (3)$$

$$Y_{2,ijc} = \mathcal{G}_2 + B_{2,ijc} \theta + X'_{2,ijc} \Lambda + X'_{2,c} \Pi + \xi_{2,ijc} \quad (4)$$

## (二) 实证结果

表 5 Panel A 中, 普通最小二乘估计结果显示, 低龄寄宿使小学生阅读得分下降了 3.1~3.5 个百分点, 相比于基础方程的估计结果, 扩展方程里, 低龄寄宿的系数大小和显著性几乎没有变化。 采用工具变量法估计后, 低龄寄宿的系数增加至 6.8~7.4 个百分点。 因为低龄寄宿, 一、二年级儿童缺乏家人的日常照料, 而在校也缺少生活老师的专业看护, 因此无法养成良好的学习习惯, 学业成绩下降也在所难免。

Panel B 结果显示, 低龄寄宿显著增加了儿童遭受心理抑郁的风险。 普通最小二乘法估计的影响

<sup>①</sup>本文还论证了教学点分布的外生性, 发现乡镇辖区内是否有教学点与该乡镇小学的学校特征和乡镇社会经济特征无关。 在此不列示, 感兴趣的读者可以联系本文作者索取。

<sup>②</sup>19 世纪末, 义和团运动抵制西方势力, 中国东南部分省份签署了“东南互保协定”——接纳北方省份中遭受排挤的传教士。 为避难, 传教士从爆发义和团起义的地区迁移到签署“东南互保协定”的地区, 传教士所到之处开办医院和学校, 从而改变了迁入地区的发展条件。 Bai and Kung (2015) 在签订“东南互保协定”的边界两侧平行划分了 18 个带状地域, 并将样本县所属的带状地域与毗邻县是否发生义和团运动进行交互, 以此来识别样本县传教士数量变化是否受义和团运动的影响, 并以该交互项作为工具变量, 评估宗教对经济增长的影响。

效应为提高 4.8~5.6 个百分点,采用工具变量法估计得到结果为提高 8.1~10.7 个百分点。年龄越小,对家人的心理依赖性越强,低龄寄宿生在学校也更容易想家,若焦虑和思念的情绪得不到舒缓,就容易引发抑郁。

Panel C 报告了低龄寄宿对卷入校园欺凌的影响。普通最小二乘法结果显示,低龄寄宿使儿童卷入校园欺凌的风险增加了 3.2~3.7 个百分点;两阶段估计结果为增加了 9.6~10.2 个百分点。低学龄儿童身体弱小,容易被年长或强壮的同学视为弱者,容易招致欺凌;而他们在被欺负后,也有可能形成报复心理或叛逆心理,从而去欺负更弱小的同学。

另外,表 5 还汇报了 Crag-Donald F 值和 Hausman 检验 p 值来考察工具变量法的评估效果。第一阶段 Crag-Donald F 统计量均超过了经验门槛值,因此拒绝弱工具变量假设。本文通过 Durbin-Wu-Hausman 检验来观察遗漏变量等经典内生性问题对 OLS 估计结果的干扰(参见 Nunn and Wantchekon, 2011)。Panel A 和 Panel C 中, Hausman 检验结果在 1% 的显著性水平上认为,遗漏变量等内生性问题使 OLS 的系数被低估;哪些遗漏变量会造成系数被低估呢?本文认为是低龄寄宿的选择动机。一些重视教育的家长,因为家校距离过远,与其让子女去教学条件较差的教学点走读,不如将他们送到教育质量更高的乡镇小学低龄寄宿,以获取更多的学习时间和教师指导。这种选择动机降低了低龄寄宿本身可能带来的负面效应。而 Panel B 显示,在控制了学生个体、家庭和学校特征后,在 10% 的显著性水平上本文无法拒绝 Durbin-Wu-Hausman 检验的原假设,即普通最小二乘法和工具变量法所得到的低龄寄宿的系数是一致的,经典内生性问题没有造成 OLS 结果出现偏误。

表 5 低龄寄宿对小学生人力资本积累的影响

		(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A 被解释变量: 阅读得分					
普通最小二乘法	低龄寄宿	-3.492*** (0.912)	-3.213*** (0.908)	-3.191*** (0.928)	-3.150*** (0.772)
	R <sup>2</sup>	0.025	0.057	0.060	0.068
工具变量法	低龄寄宿	-7.363** (3.027)	-7.378** (3.051)	-7.331** (3.179)	-6.853** (2.988)
	C-D Wald F值	114.229	112.433	109.572	109.474
	Hausman检验p值	0.006	0.003	0.004	0.009
观测值		16615	16615	16615	16615
Panel B 被解释变量: 是否有抑郁风险					
普通最小二乘法	低龄寄宿	0.056*** (0.013)	0.052*** (0.013)	0.048*** (0.013)	0.048*** (0.013)
	R <sup>2</sup>	0.021	0.025	0.028	0.029
工具变量法	低龄寄宿	0.107** (0.043)	0.095** (0.043)	0.083* (0.044)	0.081* (0.042)
	C-D Wald F值	114.229	112.433	109.572	109.474

低龄寄宿与农村小学生人力资本积累

	Hausman检验p值	0.039	0.082	0.162	0.183
观测值		16615	16615	16615	16615
Panel C 被解释变量: 是否卷入校园欺凌					
普通最小二乘法	低龄寄宿	0.037*** (0.013)	0.034*** (0.013)	0.032** (0.013)	0.032** (0.013)
	R <sup>2</sup>	0.018	0.023	0.025	0.025
工具变量法	低龄寄宿	0.102*** (0.036)	0.101*** (0.036)	0.096*** (0.037)	0.096*** (0.036)
	C-D Wald F值	114.229	112.433	109.572	109.474
	Hausman检验p值	0.007	0.007	0.010	0.010
观测值		16651	16651	16651	16651
控制变量					
县固定效应		已控制	已控制	已控制	已控制
个体特征		—	已控制	已控制	已控制
家庭特征		—	—	已控制	已控制
学校特征		—	—	—	已控制

注: \*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的水平上显著; 括号内为稳健的学校层面聚类标准误; 学生个体特征包括性别、年龄、年级、身高、体重; 家庭特征包括父亲受教育年限、母亲受教育年限、父母婚姻状况、是否由祖父母照料、家庭经济条件; 学校特征包括师生比、在校生规模、宿舍是否一人一床。

### (三) 稳健性检验

尽管本文使用“撤点并校”政策作为工具变量, 但政策冲击虽然能够解决遗漏变量、反向因果等经典内生性问题, 但控制组和对照组之间可能还存在自样本选择偏差, 致使两组样本受到政策冲击的可能性存在系统性差异。因此, 本文采用倾向得分匹配法, 通过匹配被访者的个体、家庭、学校特征, 寻找到除了是否低龄寄宿以外其他观测特征相近的个体。通过匹配后的样本, 本文便可在控制自选择偏差后, 评估低龄寄宿对儿童人力资本积累的影响。

另外, 本文将适龄寄宿和从未寄宿合并为非低龄寄宿, 并以此作为低龄寄宿的对照组, 但对照组本身的异质性可能影响结论的稳健性。因此, 本文分不同对照组进一步考察。

表 6 显示, 不同匹配策略的结果相近, 且住校时间越长, 低龄寄宿对儿童人力资本积累的负向效应越大。相对于从未寄宿, 低龄寄宿对儿童人力资本的负面影响大于以适龄寄宿为对照组的负面影响。但相对于任何一个对照组, 负向影响都显著成立。这说明, 低龄寄宿显著降低小学生人力资本积累水平的结论是稳健的。

表 6 倾向得分匹配法评估低龄寄宿对小学生人力资本的影响

	被解释变量		
	阅读得分	是否有抑郁风险	是否卷入校园欺凌
Panel A 干预变量: 是否低龄寄宿 (对照组: 适龄寄宿)			

低龄寄宿与农村小学生人力资本积累

最近邻一对一匹配	-1.952 <sup>***</sup> (0.715)	0.028 <sup>**</sup> (0.013)	0.022 (0.015)
最近邻一对三(卡尺)匹配	-2.603 <sup>***</sup> (0.658)	0.039 <sup>***</sup> (0.011)	0.026 <sup>**</sup> (0.011)
半径(卡尺)匹配	-2.110 <sup>***</sup> (0.605)	0.038 <sup>***</sup> (0.010)	0.029 <sup>***</sup> (0.010)
核匹配	-2.053 <sup>***</sup> (0.578)	0.036 <sup>***</sup> (0.010)	0.028 <sup>***</sup> (0.010)
<b>Panel B 干预变量: 是否低龄寄宿(对照组: 从未寄宿)</b>			
最近邻一对一匹配	-4.917 <sup>***</sup> (0.813)	0.075 <sup>***</sup> (0.015)	0.053 <sup>***</sup> (0.016)
最近邻一对三(卡尺)匹配	-4.511 <sup>***</sup> (0.663)	0.067 <sup>***</sup> (0.011)	0.048 <sup>***</sup> (0.011)
半径(卡尺)匹配	-4.664 <sup>***</sup> (0.614)	0.069 <sup>***</sup> (0.011)	0.049 <sup>***</sup> (0.010)
核匹配	-4.309 <sup>***</sup> (0.590)	0.062 <sup>***</sup> (0.010)	0.048 <sup>***</sup> (0.010)

注: \*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的水平上显著;最近邻一对一匹配(K=1)时,采用 bootstrap 随机自抽样 100 次计算标准误;在最近邻一对三(卡尺)匹配(K=3)中,指定卡尺为 0.001;在半径(卡尺)匹配中,指定半径为 0.001;在核匹配中默认使用二次核,带宽为 0.06;在每一类匹配中,本文均选取了学生的个体、家庭、学校特征作为匹配变量;方格内上方为平均处理效应(ATT),括号中为标准误。

#### (四) 异质性讨论

生活教师数量在不同学校之间的差异,可以为本文分析寄宿设施、服务配套状况对寄宿生人力资本积累的影响提供参考。137 所样本学校中,42%的学校最多有 2 位生活老师,这是寄宿制学校的最低配置。表 7 显示,生活老师为最低配置的学校中,低龄寄宿生的学习成绩低了 4.4 个百分点,抑郁风险高出 5.5 个百分点,卷入校园欺凌的风险高出 5.1 个百分点;而至少配备 3 位生活老师的样本中,低龄寄宿对儿童人力资本积累的影响不显著。上述定义仅为学校生活老师的数量,还无法反映他们的专业技能,而生活老师的专业技能也很关键,Wang et al. (2014) 通过培训农村寄宿制学校生活老师的随机实验发现,提高他们的专业技能有利于改善寄宿生的学业能力和身体健康状况。

不同抚养者代表了儿童监护人的差异。由于农村老年人受教育水平偏低,因此,与父母双方或一方抚养相比,隔代抚养不利于儿童的身心发育。表 7 显示,与那些父母双方或一方抚养的被访者相比,低龄寄宿对祖父母抚养的儿童人力资本的负面影响更大。本文进一步按照家庭经济条件来划分子样本,结果显示,被访者家庭经济条件中偏上的负向效应更大。

另外,在不同性别的子样本中,低龄寄宿可能对女生的负面影响更大。低龄寄宿使女生成绩下降幅度更大,抑郁和卷入校园欺凌的风险也更高。因此,在关注低龄寄宿对小学生人力资本的影响时,应加强对女生群体的关怀和保护。

表 7 分子样本考察低龄寄宿对小学生人力资本的影响

	生活老师数量		不同抚养者		家庭经济条件		性别	
	最多有2位 生活老师	至少有3位 生活老师	父母双方 或一方	祖父母	中偏上	中偏下	女生	男生
Panel A 被解释变量: 阅读得分								
低龄寄宿	-4.420** (1.011)	-1.261 (0.912)	-3.196*** (0.912)	-3.122*** (1.027)	-3.492*** (1.140)	-3.041*** (0.835)	-3.599*** (0.935)	-2.726*** (0.910)
观测值	9663	6952	10935	5680	5196	11419	8314	8301
R <sup>2</sup>	0.076	0.055	0.067	0.065	0.073	0.063	0.065	0.071
Panel B 被解释变量: 是否有抑郁风险								
低龄寄宿	0.055*** (0.014)	0.025 (0.022)	0.033** (0.016)	0.071*** (0.015)	0.080*** (0.018)	0.033*** (0.015)	0.053*** (0.017)	0.043*** (0.014)
观测值	9663	6952	10935	5680	5196	11419	8314	8301
R <sup>2</sup>	0.032	0.018	0.027	0.021	0.073	0.063	0.032	0.027
Panel C 被解释变量: 是否卷入校园欺凌								
低龄寄宿	0.051*** (0.015)	-0.002 (0.010)	0.009 (0.016)	0.066*** (0.015)	0.079*** (0.019)	0.010 (0.013)	0.044*** (0.016)	0.020 (0.016)
观测值	9663	6952	10935	5680	5196	11419	8314	8301
R <sup>2</sup>	0.023	0.030	0.028	0.017	0.030	0.025	0.032	0.019

注: \*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的水平上显著; 括号内为稳健的学校层面聚类标准误; 子样本回归中均控制了学生的个体、家庭、学校特征以及县虚拟变量。

## 六、结论与含义

本文将“撤点并校”视为一个外生冲击,以学生家庭到乡镇小学所处的距离区间和不同距离区间内是否有教学点作为“撤点并校”政策的代理变量,评估了学校布局调整对小学生低龄寄宿的影响,以及低龄寄宿对他们人力资本积累的影响。研究发现:在距离乡镇小学较远的地方,设置教学点能显著降低小学生低龄寄宿的可能性;低龄寄宿对小学生人力资本积累产生了持续性的负向效应。

2012年,中央政府制止了各地“撤点并校”的做法,但农村义务教育学校布局调整并不会就此终止。近年来,农村新增学龄人口仍然在减少,到县城借读和进城务工人员随迁子女在增加,现存农村小学和教学点生源在萎缩之中,即使地方政府不积极推动规模缩小的学校撤并,一些教学点也会自行消亡——家长不愿把孩子送到这些教学质量不高、课程设置不全的教学点。城镇化过程中,农村小学往乡镇集中是必然趋势。因此,寄宿制学校仍将是中西部农村义务教育的重要组成部分。目前农村寄宿制学校办学条件不高,地方教育部门对低龄寄宿既不敢提倡,也不表示反对。当低龄寄宿生规模日益增加时,寄宿设施仍按照小学高年级学生标准来设置,缺乏必要的基础设施和人员配备。学校床位紧缺,不乏多人挤在一张床上的现象,甚至出现在外租房、家长陪读的情况;生活教师编制和专业技能缺失,无法为住校生提供合格的看护。低龄寄宿生的学业和生活受到不利的影

响，使他们在身心发育和学业进步上处于劣势，难以进入并完成高中阶段的教育（Lou et al., 2012）。

从本文的研究发现可以引申出一些必要的政策含义：第一，在制约中央政府实现普及高中阶段义务教育这个政策目标的各因素中，农村是重点，也是难点（王善迈、孙志军，2015）。中央政府要负起更大的责任，投入更多的资源，并提高资源配置效率，才能实现这个目标。第二，要承认低龄寄宿是个无法回避的客观事实，为接受低龄寄宿学生的学校投入专门的资源，帮助它们配备相关设施，聘请足额的生活老师并对其进行专业技能培训，阻断低龄寄宿生损害儿童人力资本积累的路径。

#### 参考文献

1. 蔡昉，2017：《卑贱者最聪明》，北京：社会科学文献出版社。
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. 二十一世纪教育研究院，2013：《农村教育向何处去：对农村撤点并校政策的评价与反思》，北京：北京理工大学出版社。
4. 董世华，2015：《我国农村寄宿制学校问题研究》，北京：中国社会科学出版社。
5. 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。
6. 李文，2008：《贫困地区农村寄宿制小学儿童膳食营养状况评估》，《中国农村经济》第3期。
7. 瞿章文，2013：《寄宿制学校在农村中小学布局调整中的作用》，《教育学术月刊》第3期。
8. 王善迈、孙志军，2015：《普及高中阶段教育的保障条件研究》，北京：知识产权出版社。
9. 闫春平、樊荣、杜卫，2013：《农村低龄寄宿制小学生安全感特征及其影响因素》，《中华行为医学与脑科学杂志》第9期。
10. 杨卫安、邬志辉，2014：《农村学校布局调整后寄宿制学校利弊的总体判断与政策选择》，《教育导刊》第5期。
11. 杨兆山、高鹏，2012：《农村寄宿制学校低龄学生的适应问题与对策——基于中西部三省区的调查》，《现代教育管理》第7期。
12. 赵丹，2016：《农村教学点问题研究》，北京：中国社会科学出版社。
13. Almond, D., J. Currie, and V. Duque, 2017, "Childhood Circumstances and Adult Outcomes: Act II", *Journal of Economic literature*, forthcoming.
14. Angrist, J. D., and J. S. Pischke, 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton, NJ.: Princeton University Press.
15. Bai, Y., and K. S. Kung, 2015, "Diffusing Knowledge While Spreading God's Message: Protestantism and Economic Prosperity in China, 1840-1920", *Journal of the European Economic Association*, 13(4): 669-698.
16. Faulstich, M. E., M. P. Carey, L. Ruggiero, P. Enyart, and F. Gresham, 1986, "Assessment of Depression in Childhood and Adolescence: An Evaluation of the Center for Epidemiological Studies Depression Scale for Children (CES-DC)", *American Journal of Psychiatry*, 143(8): 1024-1027.

17. Heckman, J. J., 2008, "Schools, Skills, and Synapses", *Economic Inquiry*, 46(3): 289-324.
18. Luo, R. F., Y. J. Shi, L. X. Zhang, C. F. Liu, S. Rozelle, B. Sharbono, A. Yue, Q. Zhao, and R. Martorell, 2012, "Nutrition and Educational Performance in Rural China's Elementary Schools: Results of a Randomized Control Trial in Shaanxi Province", *Economic Development and Cultural Change*, 60(4): 735-772.
19. Nunn, N., and L. Wantchekon, 2011, "The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa", *American Economic Review*, 101(7): 3221-3252.
20. Solberg, M. E., and D. Olweus, 2003, "Prevalence Estimation of School Bullying with the Olweus Bully/Victim Questionnaire", *Aggressive Behavior*, 29(3): 239-268.
21. Wang, H., C. Liu, R. Luo, Y. I. Hong, A. Yue, and C. Yang, 2014, "Dormitory Management and Boarding Students in China's Rural Primary Schools", *China Agricultural Economic Review*, 6(3): 523-550.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国财政科学研究院;  
<sup>2</sup> 中国社会科学院人口与劳动经济研究所;  
<sup>3</sup> 北京大学中国教育财政科学研究所)  
(责任编辑: 午言)

## Low-age Boarding and Rural Pupils' Human Capital Accumulation: Evidence from the "Primary School Merger Program"

Hou Haibo Wu Yaowu Song Yingquan

**Abstract:** During the period from 2001 to 2012, many local governments promoted "the Primary School Merger Program" in rural areas in order to integrate rural educational resources. A large number of teaching points in the central and western parts of China were cut down. Instead, elementary schools, which encountered abrupt quantity reduction, were consolidated in townships. The average distance to school increased, and numerous lower grade pupils were forced to accommodate in schools. This article matches distance from students' residence to school with the distribution of teaching points in the corresponding distance interval and takes this as a proxy of "the Primary School Merger Program". It aims to examine the impact of the policy on low-age boarding and the impact of low-age boarding on pupils' human capital accumulation. The sample datasets of 137 rural boarding schools in Hebei and Sichuan provinces were collected by a united research team from China Education and Finance Research Institute of Peking University, Institute of Population and Labor Economics of the Chinese Academy of Social Sciences, and Capital University of Economics and Business. The study concludes that teaching points reduce the possibility of low-age boarding, and low-age boarding hinders the process of children's human capital accumulation.

**Key Words:** Primary School Merger Program; Low-age Boarding; Human Capital