
国家试点与地方试点的协同： 来自学生营养改善计划的证据

金 刚 尹衍斐 沈坤荣*

内容提要 本文采用队列双重差分模型评估中国营养改善计划在县层面实施国家试点模式或地方试点模式分别对受益儿童高中入学率产生的政策效果，借此对这两种试点展开模式比较。研究发现，国家试点模式与地方试点模式各有利弊且互为补充。地方试点模式的政策效果受到地方财政能力和地方官员偏好的干扰。虽然国家试点模式能够避免这些不足，但其成本效益又低于地方试点模式。因此，在城市层面，相比“一刀切”地采用国家试点或地方试点的单一模式，因“县”制宜采取国家试点与地方试点协同的双重模式能够取得更加显著的政策效果。本文不仅从试点模式的角度丰富了政策试点的理论研究，也为“中国之制”迈向“中国之治”的政策实践提供了有益参考。

关键词 国家试点 地方试点 模式比较 营养改善计划

一 引言

作为一个幅员辽阔且人口众多的大国，中国在推进国家治理体系和治理能力现代化的过程中面临典型的大国治理难题，肩负治理规模与治理负荷的巨大挑战。为

* 金刚、尹衍斐（通讯作者）、沈坤荣：南京大学商学院 江苏省南京市鼓楼区金银街16号 210093 电子邮箱：jingang@nju.edu.cn（金刚）；njuyyf222@163.com（尹衍斐）；shenkr@nju.edu.cn（沈坤荣）。

作者感谢国家自然科学基金项目(72373063)与国家社会科学基金重大项目(20&ZD118、19ZDA049)的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见，感谢刘瑞明、刘畅、宋扬、孙伟增、黄炜、王岳龙、余泳泽、何晓波、高洁超、方观富、顾晓敏、司夏、王贤彬、杨本建、陈安平老师的有益评论。感谢李雨嘉、陈佳鑫、周文淋的助研工作。当然，文责自负。

了应对这一挑战,在经济社会发展的各个领域,中国政府广泛应用政策试点以摸索最佳治理方案。早期实践中,政策试点多集中于以效率为目标的经济发展领域,如针对农业发展的家庭联产承包责任制(Bai and Kung, 2014)。随着经济不断发展,以公平为目标的基本公共服务领域也涌现出大量的政策试点,如针对贫困地区教育发展的义务教育工程试点(汪德华等, 2019)。根据试点主体的不同,政策试点一般有国家试点模式和地方试点模式之分。总体上,在经济发展领域,政策试点更加偏重以地方政府为主体的地方试点模式,中央政府在其中所起的作用主要是总结地方经验并加以推广(Heilmann, 2008; Zhu and Zhang, 2016)。在基本公共服务领域,以中央政府为主体的国家试点模式愈显重要,中央政府在其中扮演的角色不再仅限于学习者和推广者,而是政策试点的发起者与主导者(梅赐琪等, 2015; 吴怡频和陆简, 2018)。

现有研究在分析中国政策试点时往往侧重于讨论地方试点模式,较少关注实践中同样重要的国家试点模式,尤其缺乏针对两种试点模式的比较研究。因此,迄今为止,对于政策试点实践中出现的两种模式,一些重要的问题尚未得到厘清:国家试点与地方试点模式之间的关系是互补还是替代?为了最优化政策试点的全局效果,应该选择单一的国家试点模式或地方试点模式,还是两者兼而有之的双重模式?如果有必要采用双重模式,那么什么地区应该选择国家试点模式,什么地区又应该选择地方试点模式?

实践中,中国的政策试点大多采用国家试点或地方试点的单一模式,使得比较两种试点模式的差异存在难以克服的困难——无法排除政策内容不同对模式比较的干扰。幸运的是,中国政府 2011 年秋季学期启动的农村义务教育学生营养改善计划(下文简称“营养改善计划”)在不同县采用了国家试点或地方试点的双重模式,为干净地比较国家试点与地方试点的模式差异提供了可能。基于中国家庭收入调查(CHIP)数据,本文采用队列双重差分方法分别识别营养改善计划国家试点与地方试点模式的政策效果,从而在同一政策内容下对这两种模式展开比较分析。研究发现,营养改善计划国家试点模式显著提升了受益学生的高中就读率,而地方试点模式的效果总体上不显著。地方试点模式之所以未能体现显著的总体效果,主要是受到部分地区地方财政能力的掣肘。在人均财政盈余或土地出让收入较高的地区,地方试点模式同样能够显著提升受益学生读高中的概率。并且,一旦摆脱地方财政能力的制约,由于掌握更加充分的地方信息并且拥有更为灵活的执行空间,地方试点模式的成本效益显著高于国家试点模式。不过,灵活的执行空间也可能被偏好错位的地方官员加以利用,致使地方试点模式的政策效果受到干扰,而国家试点模式能够有效规

避地方官员激励扭曲对政策效果的影响。

既然通过对比国家试点与地方试点在县层面的政策效果发现这两种模式各有利弊且互为补充,那么一个自然的推论是,在更高层级的城市层面,因“县”制宜采取国家试点与地方试点协同的双重模式相比“一刀切”的单一模式应该能够产生更加显著的政策效果。在营养改善计划的实践过程中,试点城市层面正好呈现国家试点与地方试点协同的双重模式、仅国家试点以及仅地方试点的单一模式,为验证双重模式是否更优提供了契机。基于2008–2014年城市面板数据,本文利用交叠双重差分方法分别检验双重模式和单一模式对高中阶段在校生数量的影响。结果表明,相比仅国家试点或仅地方试点的单一模式,在城市层面选择双重模式确实更有利于增加高中在校生数量。

本文的贡献主要体现在三个方面。第一,现有关于中国政策试点的文献要么集中于定量评估某一项具体政策试点的效果(朱旭峰和张友浪,2015;沈坤荣和金刚,2018),研究结论缺乏一般性;要么倾向于采用定性方法探讨中国政策试点发生机制和内在逻辑等一般性问题(郑文换,2013;刘然,2020),研究结论缺乏证据支撑。与这两类文献的做法不同,本文着眼于中国政策试点模式层面的分析,采用计量分析方法为不同试点模式的特征提供了经验证据^①。第二,现有文献侧重于讨论地方政府主导的地方试点模式(Heilmann,2008;王绍光,2008;王明等,2021),鲜少关注中央政府主导的国家试点模式。本文不仅补充了关于国家试点模式的分析,而且在同一政策内容下将国家试点模式与地方试点模式进行了全面比较。所得结论为实践中试点模式的选择提供了理论指引,有助于破解大国治理中政策统一性与地方多样性的权衡难题。第三,本文还丰富了免费营养餐政策的相关研究。现有关于免费营养餐政策的研究文献大多以瑞典和印度为研究样本(Afridi,2010;Chakraborty and Jayaraman,2019;Lundborg *et al.*,2022),聚焦中国的相关研究还不够丰富。无论从覆盖规模还是支持力度来看,中国的营养改善计划都是目前全球同类政策之最。本文对中国营养改善计划展开评估并提炼其中的政策经验,不仅为免费营养餐的政策效果提供了新证据,而且为其他发展中国家开展类似项目贡献了中国智慧。

后文结构安排如下:第二节是营养改善计划的政策背景,第三节是计量策略,第四节是县层面营养改善计划国家试点与地方试点模式的政策效果识别与比较,第五节是稳健性检验,第六节是城市层面两种试点协同效应的检验,最后是结论。

^① Wang and Yang(2021)是近年来少有的通过计量分析方法探讨中国政策试点一般性问题的文献,但他们关注的问题是中国政策试点的地区选择及其对政策学习的干扰,与本文关注的政策试点模式不同。

二 政策背景

推行学校免费营养餐计划是世界各国缓解贫困地区学龄儿童营养不良的普遍做法。中国政府于2011年秋季学期启动营养改善计划试点,向试点地区农村义务教育阶段的全部在校学生提供免费营养午餐。经过近十年发展,截至2020年该计划已经惠及农村儿童达4060.82万人,占农村义务教育阶段学生总数的42.40%,是全球规模最大的营养餐政策之一^①。营养改善计划在县层面存在两种不同的试点模式:一个是中央政府在集中连片特困地区的县实施的国家试点模式;另一个是位于贫困地区、民族和边疆地区以及革命老区的县自主开展的地方试点模式。两种试点模式均在2011年秋季学期同步开启,但国家试点基本上在2011-2012学年全部完成,地方试点则在各地呈现渐进推行的态势。

在营养改善计划的试点过程中,两种试点模式的首要区别在于资金来源的不同。在国家试点县,营养改善计划的资金主要来自中央专项财政拨款。中央财政不仅覆盖营养餐膳食成本,还采用专项转移支付的方式支持地方政府建设学校食堂。地方政府仅需承担食堂运行的人工成本,配套资金的压力较小。但在地方试点县,营养改善计划的实施成本几乎全部由地方财政统筹,省市县三级政府共同承担。在各个地区,省以下政府承担的资金份额各不相同。例如,在辽宁省,省市县按照4:2:2的比例共同承担;在河北省,省与县按照6:4的比例共同承担,市级政府不承担。中央财政虽然对实施地方试点的地区进行奖补,但奖补遵循“奖优”机制而非“扶弱”机制。与中央政府对国家试点县的财政支持相比,地方试点县实际获得的奖补资金仅占中央专项资金很小的一部分。以2012年底的数据为例,在中央财政用于支持营养改善计划的专项资金中,仅有约1/10的资金作为地方试点的奖补资金,其余均用于支持国家试点^②。

资金来源不同可能会直接影响两种试点模式的政策效果。采用国家试点模式的地区虽然是地方财政能力明显不足的集中连片特困地区,但在中央财政的支持下,这些地区能为受益学生提供每生每天3元的补助标准(每年按200天计),并且普遍采用政策效果更好的食堂供餐形式。因此,中央财政的支持能够避免地方财政能力不足

① 资料来源:http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/202005/t20200525_458578.html。

② 资料来源:<http://edu.people.com.cn/n/2012/1128/c1053-19729455.html>。

对国家试点效应产生干扰。而在地方试点模式下,尽管一些地区采用与国家试点一致的补助标准,但有不少地方政府受制于财政能力不足,执行的补助标准低于国家标准。例如,在河北省,地方试点县在2020年秋季学期之前提供的营养膳食补助标准一直是每生每天2.5元(每年按200天计)。除了降低补助标准外,地方财政能力匮乏还会影响营养餐的供餐形式。不同于国家试点县普遍采用食堂供餐,地方试点县更多采用营养价值更低的企业供餐(Bundy *et al.*, 2009),以此节约食堂修建和运行所需的资金投入。因此,在地方财政能力不足的地区,地方试点的政策效果往往难以显现。

除了影响政策效果,资金来源不同也可能导致两种试点模式的资金使用效率出现差异。在国家试点模式下,给定中央政府作为单一主体有限的注意力,为了保证政策统一性,避免地方执行偏差,往往不得不忽视地方多样性(周雪光和练宏, 2011; Reiling *et al.*, 2021),降低资金使用效率。针对国家试点县,国务院和教育部等部门颁布了一系列约束地方政府行为的文件,包括《关于实施农村义务教育学生营养改善计划的意见》和《农村义务教育学生营养改善计划实施细则》等。这些政策文件尤其强调政策执行的统一性,不会根据试点地区的具体情况进行政策调整。例如,无论受益学生的家庭经济情况如何,国家试点模式的补助标准完全一致。但即使在集中连片特困地区,农村儿童所在家庭的状况也存在明显差异^①。受益学生的家庭经济情况如果较好,对于统一标准下的营养餐需求并不大,难免会造成浪费。而在地方试点模式下,地方政府掌握充分的地方信息,会结合当地实际情况灵活调整营养改善计划的执行方式,有助于提升资金使用效率。例如,不少地区就利用地方掌握的家庭收入信息,向非低保和非建档立卡贫困家庭学生额外收取一定费用用于改善营养餐,从而以有限的投入成本撬动更大的政策收益;也有一些地区(如云南省曲靖市)利用蔬菜种植的地方优势,组织学生开展蔬菜种植并用于营养餐中,在保证政策收益的同时显著降低了政策成本。

尽管在地方试点模式下,地方政府掌握的信息优势和执行空间有助于提高政策效益,但同时也可能被激励扭曲的地方官员恣意利用,造成政策执行偏差(周雪光, 2008)。对于营养餐这类基本公共服务而言,地方政府的供给质量并非上级政府考核地方官员的核心目标。因此,激励扭曲的地方官员偏向于把资源集中在短期内能够

^① 根据中国发展研究基金会旗舰报告《贫困地区农村学生营养改善进展(2017年)》,在部分国家试点县,来自精准扶贫家庭的受益儿童甚至仅占10%。

彰显政绩的支出项目上(陈钊和徐彤,2011),往往会降低对营养改善计划的投入,削弱政策试点效果。不仅如此,地方官员的激励扭曲还会表现为营养改善计划执行过程中政府监管的缺位,甚至由此引发严重的食品安全问题。例如,2020年因营养餐食品安全问题导致30余名儿童食源性疾病的河南省新乡市封丘县就采用了地方试点模式。相比之下,国家试点模式对于政策统一性的强制约束虽然忽视了地方多样性,降低了政策效益,却对政策执行形成了严格监督,有利于匡正地方官员的偏离行为。得益于对地方官员的有效监管,在国家试点县,营养餐资金被挪用的情况极少发生,食品安全问题也鲜少出现。即使偶有营养餐食品安全事件发生,相关官员也会被严厉处罚,形成强大的威慑效应。例如,2012年在实施国家试点模式的云南省临沧市,部分县级领导干部就因食品安全管理不力被直接免职。

三 计量策略

(一)模型设定

本文利用个体所在县试点营养改善计划的信息与个体所属出生队列,构建队列双重差分模型评估营养改善计划国家试点与地方试点的政策效果,以此对这两种模式展开比较分析。虽然营养改善计划的直接效应是增加受益学生的营养水平,但根本目的还是通过营养改善提升受益学生的人力资本(范子英等,2020),因此本文从人力资本积累的角度评估营养改善计划的政策效果。参考Duflo(2001)和Chen *et al.* (2020)的研究,模型设定如下:

$$High_{ijk} = \alpha_0 + \alpha_1 Pilot_j \times Cohort_k + \alpha'_2 X_j \times Cohort_k + \alpha'_3 Z_i + \sigma_j + \varphi_k + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

其中, $High_{ijk}$ 表示个体*i*是否读高中,本文以是否读高中衡量个体的人力资本积累。*j*表示县,*k*表示出生队列。若县*j*队列*k*的个体*i*进入高中,则该变量取值为1,否则为0。 $Pilot_j$ 表示县*j*是否是营养改善计划的国家试点县或地方试点县。在检验国家试点的政策效果时,若县*j*为国家试点县,该变量取值为1;在检验地方试点的政策效果时,若县*j*为地方试点县,该变量取值为1。无论检验国家试点还是地方试点的政策效果,该变量取值为0均表示县*j*为非试点县。 $Cohort_k$ 表示个体是否属于受益出生队列。若营养改善计划开始实施时个体*i*处于义务教育阶段则属于受益出生队列,该变量取值为1,否则为0。交叉项 $Pilot_j \times Cohort_k$ 的估计系数 α_1 表示营养改善计划国家试点或地方试点模式的政策效果。

为了避免国家试点县和地方试点县非随机选择对系数估计造成的干扰,本文控

制试点选择标准 X_j 与是否受益出生队列的交叉项,允许决定政策试点选择的县级特征变量对不同出生队列存在差异性影响。营养改善计划的试点县基本是贫困县,而贫困县与非贫困县的差异主要表现在人均国内生产总值、农民人均纯收入、人均财政收入以及财政收支比等方面,因此将这些变量作为试点选择的标准变量 X_j 。 Z_i 表示个体特征变量,包括性别和民族。 σ_j 表示县固定效应, φ_k 表示出生队列固定效应, ε_{ijk} 表示随机扰动项。考虑到个体的高中就读率在同一县内可能存在相关性,将标准误差聚类至县层面。

(二)变量与数据

1. 人力资本积累。参考梁超和王素素(2020)的研究,本文根据2013年CHIP农村住户数据中个体的受教育年限构造其是否读高中的虚拟变量,以此来刻画人力资本积累。尽管采用2013年CHIP数据意味着本文估计的是营养改善计划的短期效应,但这不会对本文研究造成干扰。原因是,本文研究目的并不是估计营养改善计划国家试点或地方试点的绝对政策效果,而是通过这两种试点的相对政策效果对其展开模式层面的比较分析。只要保证两种试点政策效果的观察期一致,长期效果或短期效果并不影响相对政策效果的判断。并且,免费营养餐对受益学生人力资本的影响并非在长期才能体现出来(Jayaraman and Simroth, 2015)。对临近中考的贫困地区学生而言,营养餐对学生出勤率和学习专注度的短期效应在边际上同样可能影响个体是否顺利升入高中。

2. 是否试点县。营养改善计划在实施过程中锚定地区而不是群体。无论是国家试点县还是地方试点县,一旦实施营养改善计划,就惠及辖区内全部的农村小学和初中在校生。这一试点特征使得我们通过农村个体户籍所在县与所属出生队列就能识别其是否受到营养改善计划的惠及。因此,本文队列双重差分模型的第一个维度变化来自个体所在县是否采用营养改善计划国家试点或地方试点模式。我们将2013年CHIP数据中的县与全国农村义务教育学生营养改善计划领导小组公布的试点县名单^①匹配后得到三类样本县:国家试点县、地方试点县以及非试点县。对于国家试点县和地方试点县,我们通过百度检索的方式手工整理得到各县开展营养改善计划的具体时间。例如,从“曲靖市农村义务教育学生营养改善计划启动会议”的相关新闻报道中获知曲靖市下辖的麒麟区、马龙县、沾益县、陆良县以及富源县从2012年春

① 试点县名单来自中华人民共和国教育部网站 http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/xw_zt/moe_357/s6211/s6329/s6371/201904/t20190419_378881.html。

季学期开始推行营养改善计划^①。基准回归中,我们不考虑同一学年内春季和秋季学期的差异。原因是,同一学年内,在这两个学期开启的试点影响的是同一出生队列。为了准确比较国家试点与地方试点的模式差异,排除地方试点渐进式推进过程中政策学习或竞争效应等非模式因素对政策效果的干扰(朱旭峰和赵慧,2016),基准回归仅考察同时在2011-2012学年开展营养改善计划的国家试点县和地方试点县。

3. 是否属于受益出生队列。本文队列双重差分模型的第二个维度变化来自个体是否属于营养改善计划的受益出生队列。当营养改善计划开始试点时,若农村个体处于义务教育阶段,则受到政策惠及;若个体已经结束义务教育阶段,则不会受到影响。由于基准回归关注的是2011-2012学年实施的国家试点和地方试点,且2013年CHIP数据最晚能够观察到2013年个体是否读高中的决策,因此2012年和2013年参加中考的农村学生均是政策的受益群体。按照中国通常6周岁入学的年龄要求,义务教育阶段9年的学制年限以及每年9月入学的规定,可以推算出1996年9月以后至1998年9月以前出生的农村儿童在2012年和2013年参加中考,属于受益出生队列^②。在1996年9月之前出生的农村儿童最晚在2011年6月参加中考^③,不会受到2011年秋季学期才启动的营养改善计划的影响,属于非受益出生队列。参考刘生龙等(2020),为排除政治经济因素的干扰,将非受益出生队列中1974年9月以前出生的个体样本剔除,因此本文的非受益出生队列为1974年9月至1996年9月出生的队列。

1998年9月以后出生的农村儿童在2013年尚未参加中考,无法利用2013年CHIP数据观察其是否读高中的决策,因此基准回归不考虑这部分样本。由于2012-2013学年推行的地方试点也会影响受益出生队列中1997年9月至1998年9月出生的农村儿童读高中的决策,将其作为控制组会导致政策估计偏误,故删除这一时间段内的地方试点县样本。同时,除了将一直未试点营养改善计划的县作为控制组外,考虑到2012-2013学年以后推行营养改善计划的地方试点不会影响本文样本中任一个体读高中的决策,在基准回归中我们也将这部分地方试点县归为控制组。此外,我们还剔除了外籍户口、非农户口、2012年之前农转非以及在省外、市外、区县外接受教育的个体样本。

① 数据来自曲靖文明网 http://qj.wenming.cn/wcnr/201207/t20120712_535356.html。

② 在入学年龄的限定下,出生晚于9月的儿童将比同年早于9月出生的儿童推迟一年入学。营养改善计划的实施以学年为单位,为了与此对应,本文在构建个体的出生队列时精确至出生月份,以9月作为各个出生队列的划分时点。

③ 例如,1995年9月至1996年9月的出生队列在2002年9月入读一年级,完成9年义务教育后参加2011年6月的中考。

4. 试点选择标准。为了控制事前趋势,政策试点的选择标准变量均采用营养改善计划试点前(即 2010 年)的取值。其中,县级人均生产总值数据缺失较多,采用人均夜间灯光亮度加以替代。各县人均夜间灯光亮度数据从美国国家海洋和大气管理局公布的全球灯光数据中提取得到。农民人均纯收入、人均财政收入以及财政收支比根据《中国区域经济统计年鉴》中的相关数据计算得到。人均夜间灯光亮度、农民人均纯收入以及人均财政收入变量均取对数形式。

四 回归结果及分析

(一)国家试点与地方试点的政策效果

表 1 报告了营养改善计划国家试点模式与地方试点模式的政策效果^①。其中,第(1)列和第(4)列控制了县和出生队列固定效应、试点选择变量与是否受益出生队列的交叉项以及个体控制变量。根据交叉项的估计系数,营养改善计划的国家试点模

表 1 营养改善计划国家试点与地方试点的政策效果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否受益队列×是否国家试点县	0.163** (0.069)	0.126*** (0.043)	0.141*** (0.052)			
是否受益队列×是否地方试点县				0.046 (0.075)	0.047 (0.076)	0.089 (0.095)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	未控制	控制	控制	未控制
省份-出生队列固定效应	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
试点选择变量×是否受益队列	控制	未控制	未控制	控制	未控制	未控制
试点选择变量×出生队列趋势	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
观测值	7747	7747	7745	6697	6697	6697
R ²	0.198	0.199	0.232	0.223	0.226	0.262

说明:试点选择变量包括农民人均纯收入、人均夜间灯光亮度、人均财政收入以及财政收支比。个体控制变量包括性别和民族。*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。括号内是聚类至县层面的标准误。如无特殊说明,后表同。

① 在基准回归中,本文分别评估国家试点和地方试点的政策效果。我们也将国家试点县与地方试点县样本混合在一起,在同一回归方程中同时估计两种试点模式的政策效果,结果并未发生改变。限于篇幅未在正文报告具体结果,对此感兴趣的读者可访问《世界经济》网站(www.jweonline.cn)2023 年第 11 期在线期刊中本文补充材料附录 1。后文类似情况简称“见网站”。

式显著提升了受益学生读高中的概率,而地方试点模式的政策效果在统计上不显著。第(2)列和第(5)列使用试点选择变量与出生队列趋势项的交叉项替代试点选择变量与是否受益出生队列的交叉项,排除县级特征对各个出生队列的趋势性效应,结果依然保持不变。第(3)列和第(6)列采用更为严格的设定,进一步使用省份-出生队列固定效应替代出生队列固定效应。结果仍然显示国家试点显著提升受益儿童读高中的概率,而地方试点的影响效应不显著。

(二)国家试点与地方试点的模式比较

基于上述政策效果,进一步对两种模式展开比较分析。表1的回归结果可能反映了国家试点与地方试点模式层面的一个重要差异:相比国家试点模式,由于缺乏中央财政直接支持,内嵌在地方试点模式中的固有缺陷是政策效果取决于地方财政能力。营养改善计划地方试点模式的总体效果不显著可能是受到地方财政能力不足的地区拖累所致。在地方财政能力较强的试点县,地方试点模式的政策效果未必不显著。为了对此进行检验,我们区分地方试点县的财政能力展开回归分析,具体采用两个变量刻画地方政府的财政能力:一是地方政府的人均财政盈余。营养改善计划作为一项新增的非刚性支出项目,地方政府能否投入足够的资源很大程度上取决于地方财政的盈余水平。县级人均财政盈余根据《中国区域经济统计年鉴》中的财政收入与财政支出计算得到。二是地方政府的土地出让收入。分税制改革以后,作为地方政府财政收入的“意外之财”(Han and Kung, 2015; Chen and Kung, 2016),土地出让收入是支撑地方政府公共服务支出的重要来源。样本中各县土地出让收入根据中国土地市场网公示的每笔土地出让收入加总得到。

表2报告了区分地方试点县财政能力的回归结果。其中,第(1)列和第(2)列根据地方试点县人均财政盈余2010年的中位数划分处理组样本;第(3)列和第(4)列根据地方试点县土地出让收入2010年的中位数划分处理组样本^①。从中看出,无论是以人均财政盈余还是土地出让收入作为区分标准,对于强财政能力的地方试点县,交叉项的估计系数均显著为正;对于弱财政能力的地方试点县,交叉项的估计系数均不显著,与基于地方试点县整体样本的结果一致。这表明,地方试点模式的政策效果明显受到地方财政能力的掣肘。当地方政府具有较强财政能力时,营养改善计划的地方试点也能产生显著的政策效果,而一旦地方政府的财政能力不足,营养改善计划的实施就如同“无源之水”,政策效果很难显现。相比之下,国家试点模式的一大优势是

① 无论是强财政能力的地方试点县还是弱财政能力的地方试点县,其控制组均为全部非试点县。

政策效果不会受到地方财政能力的干扰^①。

表 2 区分地方财政能力的地方试点政策效果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均财政盈余		土地出让收入	
	强财政能力	弱财政能力	强财政能力	弱财政能力
是否受益队列×是否地方试点县	0.268** (0.128)	0.042 (0.098)	0.372* (0.210)	0.162 (0.107)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制
县固定效应	控制	控制	控制	控制
省份-出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
试点选择变量×出生队列趋势	控制	控制	控制	控制
观测值	6021	6072	5343	5496
R ²	0.272	0.256	0.277	0.260

尽管相比于国家试点模式,地方试点模式的政策效果容易受到地方财政能力的掣肘。但在地方财政能力较强的地区,给定地方试点也能产生显著政策效果,由于其拥有充分的地方信息且掌握灵活的执行空间,地方试点模式的成本效益相比国家试点模式应该更高。为了验证这一点,本文参考 Hyman(2017)的做法,分别估算国家试点与地方试点产生政策效果的情况下各自的成本效益。首先,明确两种模式的成本。在本文样本中,1996年9月以后出生的儿童受益于国家试点与地方试点的平均时长分别为1.04年和1.14年。以膳食补助标准计算,国家试点模式下每生每年的政策成本是600元,地方试点模式下每生每年的政策成本平均而言低于600元。其次,计算两种模式的成本效益。根据表1第(3)列交叉项的估计系数,营养改善计划国家试点使得每个受益学生读高中的概率提高14.1%。这意味着在国家试点模式下,使得一个学生从不读高中转变为读高中需要花费4425.53元^②。类似地,根据表2第(1)列和第(3)列交叉项的估计系数,地方试点一旦发挥政策效果可以使得每个受益学生读高中的概率提升26.8%~37.2%。这意味着在地方试点模式下,使得一个学生从不读高中转变为读高中所需的资金成本低于1838.71元至2552.24元^③。由此可见,给定两种

① 在地方财政能力维度,位于集中连片特困地区的国家试点县总体弱于地方试点县。如果地方财政能力不足也会对国家试点形成干扰,我们在表1就无法观察到国家试点显著的政策效果了。

② 根据 $600 \times 1.04 \div 14.1\%$ 计算得到。

③ 分别根据 $600 \times 1.14 \div 37.2\%$ 和 $600 \times 1.14 \div 26.8\%$ 计算得到。

试点均能产生显著的政策效果,相比国家试点模式,地方试点模式的一大优势在于更高的成本效益,即能够以较低的政策成本实现同样的政策收益。

根据政策背景部分的分析,地方试点模式相比国家试点模式更高的成本效益很大程度上来自地方试点模式利用地方信息更加灵活地执行政策。然而,如果地方官员偏好错位,也可能恣意利用自由裁量空间,致使政策执行发生明显偏离,削弱政策效果。相比之下,在国家试点模式下,即使地方官员的偏好有所扭曲,也没有能力影响试点过程,政策试点效果也不会受到明显干扰(Wang and Yang, 2021)。按照官员晋升锦标赛的逻辑,地方官员的偏好错位与任期密切相关(周黎安, 2004)。在本文样本中,约96%的县级官员任期在5年以内。在此期间,随着任期增加官员的晋升概率不断上升(Guo, 2009)。为了确保获得晋升机会,地方官员有激励忽视教育公共支出,干扰营养改善计划的效果。同时,若营养改善计划实施后地方官员发生更替,则地方官员临近更替时的偏好错位也会影响政策效果。基于此,我们分别检验营养改善计划实施后地方官员任期和更替对不同模式政策效果的影响,回归模型如下:

$$High_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 Pilot_j \times Cohort_k \times Leader_j + \beta_2 Pilot_j \times Cohort_k + \beta_3 Leader_j \times Cohort_k + \beta'_4 X_j \times Cohort_k + \beta'_5 Z_i + \sigma_j + \varphi_k + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

其中, $Leader_j$ 表示县 j 县委书记的任期或是否更替,其他变量的定义同式(1)。基于省份统计年鉴,我们手工整理了样本中所有县2013年在位县委书记的姓名,再通过网络检索姓名的方式逐一获得每位县委书记初始任职和离职的年份,以2013年减去县委书记最初任职的年份来衡量县委书记的任期。对于营养改善计划实施后是否发生官员更替,则通过任职或离职时间来识别。如果任职或离职时间处于2013年,则认为当地在实施营养改善计划后发生了官员更替。

表3报告了基于式(2)的回归结果。根据第(1)列和第(2)列,三重交叉项的估计系数均不显著,说明官员任期和官员更替均未干扰国家试点的政策效果。而在第(3)列与第(4)列中,三重交叉项的估计系数均在5%水平显著为负,表明地方试点模式的政策效果确实取决于地方官员的任期与更替。官员任期增加或官员出现更替均会对地方试点的政策效果造成负面影响。由此可见,相比于国家试点模式,地方试点模式除了易受到地方财政能力掣肘外,另一个劣势是难以规避地方官员偏好错位的干扰。

国家试点与地方试点的协同:来自学生营养改善计划的证据

表 3 地方官员偏好对政策效果的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
是否受益队列×是否国家试点县×官员任期	-0.022 (0.043)			
是否受益队列×是否国家试点县×官员更替		0.066 (0.081)		
是否受益队列×是否地方试点县×官员任期			-0.197** (0.087)	
是否受益队列×是否地方试点县×官员更替				-0.338** (0.138)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制
县固定效应	控制	控制	控制	控制
省份-出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
试点选择变量×出生队列趋势	控制	控制	控制	控制
观测值	7588	7745	6399	6697
R ²	0.226	0.232	0.261	0.263

说明:回归同时控制了是否受益队列×是否国家试点县(是否地方试点县)与是否受益队列×官员任期(官员更替)。

五 稳健性检验

国家试点与地方试点模式层面的比较建立在准确评估这两种模式政策效果的基础上,因此为了加强上述结论的可信度,本文对两种试点模式的政策效果评估展开稳健性检验^①。

(一)平行趋势检验

参考现有文献的做法(Cao *et al.*, 2022),区分各个出生队列检验两种试点模式的事前平行趋势。对于2011-2012学年已经完成义务教育的农村出生队列而言,如果营养改善计划并未显著影响其读高中的概率,说明政策前的平行趋势成立。具体地,以1974年9月至1975年9月的出生队列为基准组,考察营养改善计划对各个出生队列读高中概率的影响。结果显示,两种试点模式的政策效果识别均满足平行趋势假定。

(二)调整模型设定

1. 观察更长时期的政策效果。前文回归选择同一学年(2011-2012学年)开展的

① 限于篇幅未在正文报告稳健性检验的具体结果,对此感兴趣的读者见网站本文补充材料附录2。

国家试点与地方试点进行政策效果识别,虽然规避了非模式因素对模式比较的干扰,但也可能从另一种角度影响了政策效果对比:地方试点总体上失效并不是由于受到部分财政能力不足的地区拖累,只是因为相比国家试点,地方试点需要较长时间才能体现出政策效果。为了排除这一可能,我们利用地方试点渐进式推行的特征,评估国家试点与地方试点启动更长时期后的政策效果。借鉴 Huang and Zhang(2021)的做法,采用2013年CHIP数据和2014年、2016年CFPS数据组成的混合数据进行回归分析。结果显示,即使观察更长时期的政策效果,也未发现地方试点模式总体上变得有效。

2.采用受营养餐惠及的连续变量。前文回归并未考虑个体受到营养餐影响的时长异质性。为此,参考 Tang *et al.*(2020),采用学生受益于营养餐的学期数作为核心解释变量进行稳健性检验。受益学期数根据试点的具体时间与受益学生的出生队列计算得到。例如,在2011年秋季学期开展营养改善计划的试点县,1996年9月至1997年9月的出生队列最终的受益学期数是2,在2012年春季学期开展营养改善计划的试点县,这一出生队列最终的受益学期数是1。与基准回归设定一致,仅考虑2011-2012学年实施国家试点与地方试点的样本,并基于2013年CHIP数据进行回归分析,前述结果仍然成立。

3.缩短非受益出生队列区间。前文回归将1996年9月至1998年9月的出生队列作为受益出生队列,将1974年9月至1996年9月的出生队列作为非受益出生队列。尽管选择较长的非受益出生队列可以增加估计的样本量,提高系数估计的有效性,但受益出生队列与非受益出生队列不平衡也可能造成两者可比性降低,影响结论可信度。因此,我们缩短非受益出生队列展开检验,选取1992年9月至1996年9月的出生队列作为非受益出生队列,前述结果依然成立。

4.控制父母受教育程度^①。与义务教育不同,高中教育属于非强制教育,更容易受到父母因素尤其是父母受教育程度的影响(宋弘等,2022)。前文回归没有控制这一变量一方面是因为个体的父母受教育程度在地区间、出生队列间的系统性差异已经被相应的固定效应吸收,另一方面是因为基于CHIP数据控制父母受教育程度会损失较多样本(汪德华等,2019)。在稳健性检验中,我们在回归方程中控制个体的父母受教育程度,前文结果保持不变。

(三)改变回归样本

1.剔除辍学样本。在前文识别中,一旦个体所在县试点营养改善计划且根据出

^① 感谢匿名评审专家针对控制变量的建设性意见。

生队列判断该个体处于义务教育阶段,则认为其受到政策惠及。然而一些个体既属于受益出生队列也位于试点县,但在试点之前已经辍学,并没有真正受到试点的影响。前文的回归设定误将这部分学生作为处理组,可能低估营养改善计划的政策效果。如果相比国家试点县,地方试点县有更大比例的辍学样本,对政策效果的低估就可能造成国家试点有效而地方试点失效。若是这样的情况,前文对国家试点与地方试点在模式层面的比较就难以成立。为了排除这一可能,我们剔除辍学样本进行检验,发现结果未发生明显变化。

2. 匹配试点县与非试点县样本。为缓解试点县与非试点县之间差异可能对前文结果造成的干扰,我们采用倾向得分匹配-双重差分法进行稳健性检验。首先采用倾向得分匹配法,以人均财政收入、财政收支比、农民人均纯收入以及人均夜间灯光亮度为匹配变量,利用核匹配确定权重并分别设定匹配带宽为0.06与0.03^①,将国家试点县、地方试点县分别与非试点县进行匹配;其次基于匹配后的样本,采用队列双重差分模型识别国家试点与地方试点对农村受益儿童高中升学率的影响,得到的结果与基准结果保持一致。

3. 删除实施干扰性政策的地区样本。在2011年营养改善计划开展之前,局部地区已经实施一些类似的政策。例如,陕西凤县在2008年推行的蛋奶工程,中国发展研究基金会2007年在广西河池市都安县和河北张家口市崇礼县推行的贫困地区寄宿制小学学生营养改善项目(齐良书和赵俊超,2012)。在这些实施了与营养改善计划类似政策的县,本文定义的受益出生队列相比非受益出生队列受到这些政策惠及的时间更长,因而前文结果可能混淆了这些政策的影响。如果前文识别的政策效果并非主要来自营养改善计划,那么基于政策效果对两种试点展开模式层面的对比就难以令人信服。为排除这一干扰因素,我们逐一删除各个县样本和各个省样本展开回归分析,所得结果与基准回归结果一致。

(四)排除替代性解释

1. 排除普及高中教育的替代性解释。2012年初发布的国家“十二五”教育发展规划对各地提出普及高中教育的要求,这一政策开始的时间与营养改善计划基本一致,并且重点针对的高中教育薄弱地区大多也是推行营养改善计划的贫困地区。因此,前文结果可能存在这样的替代性解释:不是营养改善计划增加受益学生读高中的概

^① 倾向得分匹配的结果均通过平衡性检验,匹配后无论是国家试点县还是地方试点县,与非试点县之间各个可观测变量的标准偏差均不显著。

率,而是高中教育在供给端的发展使得义务教育阶段儿童更容易读高中。与营养改善计划仅针对农村地区不同,为了普及高中教育,各地区在落实教育发展规划时不仅针对农村地区,还侧重于增加城区的高中投入。甚至,四川省明确提出新增的普通高中主要设置在城区而非农村。因此,如果基于城镇个体数据同样能够观察到与前文类似的结果,则表明普及高中教育的替代性解释对前文结论构成较大挑战。我们基于2013年CHIP城镇住户调查数据,采用与基准回归一致的计量设定,发现两种试点均未显著增加城镇学生读高中的概率,说明普及高中教育的政策并非前文结果的替代性解释。

2. 排除其他扶贫政策的替代性解释。由中国农村扶贫开发纲要(2011-2020年)启动的新一轮扶贫政策重点针对集中连片特困地区和其他贫困地区。这类政策的启动时点与实施地区均与营养改善计划重合,因此也可能是中国2011年开启的新一轮扶贫政策提升了受益儿童读高中的概率,而不是营养改善计划^①。一般而言,扶贫政策对教育的影响主要通过家庭收入的渠道实现。发展中国家的农村地区普遍存在“重男轻女”现象,因而在扶贫政策的影响下,家庭收入增加后的教育受益者主要是男孩而非女孩(Ebenstein, 2010)。如果前文的结果受到新一轮农村扶贫政策的影响,应该能够观测到营养改善计划对男孩教育表现的作用显著大于女孩。然而本文发现,在国家试点县,营养改善计划主要增加的是女孩读高中的概率,政策效果并不偏向男孩。这一结果说明,新一轮农村扶贫政策并未对前文结论造成干扰。

3. 排除教育基础差异的替代性解释。研究表明,营养餐能否产生有效的政策效果既与营养餐政策有关,也与当地的教育基础密不可分(Chakraborty and Jayaraman, 2019)。基准回归发现地方试点的政策效果总体上不显著,可能仅仅是因为地方试点县的教育条件不足以支撑营养改善计划产生政策效果,或者是政策实施前地方试点县比国家试点县的高中入学率更高,进一步提升的空间有限^②。如果这一解释成立,前文基于政策效果展开的试点模式比较就缺乏说服力。我们从各省统计年鉴中整理得到样本内各县2010年生均学校数和师生比,并从CHIP样本中计算得到非受益出生队列的平均高中入学率,以此来衡量各县的教育基础情况。在基准回归中控制这些变量与出生队列趋势项的交叉项,发现估计结果与前文基本一致,说明教育基础差

① 根据中国农村扶贫开发纲要(2011-2020年),营养改善计划本身就是新一轮扶贫政策的一部分。这里替代性解释涉及的扶贫政策指的是除营养改善计划之外的其他扶贫政策。

② 感谢匿名评审专家提供的替代性解释。

异也不能解释国家试点与地方试点政策效果的不同。

4. 排除家庭资源再配置差异的替代性解释。研究发现,营养改善计划的效果也可能受到家庭内部资源再配置的影响,导致政策对象无法被精准锚定(Jacoby, 2002)。一般而言,家庭内部资源的再配置效应取决于家庭成员的规模。理论上,受益儿童的兄弟姐妹数量越多,家庭内部资源再配置效应越大,营养改善计划的政策效果越可能受到负面冲击。因此,前文发现营养改善计划国家试点与地方试点的政策效果存在差异,这种差异也可能与试点模式无关,而只是因为地方试点县的家庭结构总体而言不同于国家试点县。在地方试点县,受益儿童的兄弟姐妹数量相对更多,家庭内部存在更加显著的资源再配置效应,从而导致政策总体上无效。为了检验这一替代性解释是否成立,我们借鉴 Chakraborty and Jayaraman(2019)的做法,考察营养改善计划国家试点模式和地方试点模式的政策效果是否受到受益儿童兄弟姐妹数量的影响。由于年龄在22岁以上的兄弟姐妹基本上已经参加工作,具有能力独立生活而不参与家庭内部的资源分配,因此仅考察22岁以下的兄弟姐妹。结果显示,两种试点模式的政策效果均未受到受益儿童兄弟姐妹数量的影响,表明家庭资源再配置效应并未干扰前文结果。此外,考虑到农村地区广泛存在“重男轻女”偏好,家庭资源再配置更可能发生在受益儿童为女性且有男性兄弟的情况下。因此限定受益学生为女性,检验营养改善计划两种模式下的政策效果是否受到其兄弟数量的影响,结果显示,两种试点模式对受益女童产生的政策效果同样没有受到其兄弟数量的影响。

六 国家试点与地方试点的协同效应

前文研究发现,国家试点与地方试点各有利弊且互为补充。基于这一结果,一个自然的推论是,在城市层面,面临下辖县区的多样性,因“县”制宜选择各自最为适合的国家试点或地方试点模式,从而联合利用两种模式的优势,应该能够比“一刀切”地采用单一试点模式产生更加显著的政策效果。实践中,营养改善计划在城市层面的试点既有国家试点与地方试点并存的双重模式,也有仅国家试点或仅地方试点的单一模式,为我们检验这一推论提供了可能。具体的回归模型如下:

$$\ln Highnumber_{ct} = \theta_0 + \theta_1 Nutrition_{ct} + \theta_2' S \times f(t) + \eta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中, $\ln Highnumber_{ct}$ 表示城市 c 年份 t 高中阶段在校学生数的对数。为了剔除城镇高中学生的干扰,我们利用全市高中阶段在校生数减去市辖区高中阶段在校生数得到被解释变量的取值。被解释变量的数据来自《中国城市统计年鉴》,囿于该数据

限制,样本期间为2008–2014年。 $Nutrition_{it}$ 分别表示营养改善计划在城市层面是否采用联合国试点和地方试点的双重模式、仅有国家试点的单一模式或仅有地方试点的单一模式,若是则该变量取值为1,否则为0。该变量的数据根据营养改善计划的试点县名单和本文手工整理的各县实施营养改善计划的具体时间得到。若某城市既有国家试点又有地方试点,我们以最早出现地方试点的时间作为该市开始实施营养改善计划双重模式的时间。对于仅有国家试点或仅有地方试点的城市,我们以下辖县最早试点的时间作为该市实施营养改善计划单一模式的起始时间。考虑到北京市、上海市、重庆市以及天津市四大直辖市的下辖区县与一般意义上的县行政级别不同,难以类比,我们删除这四个城市的样本。 S 表示城市试点选择变量,与县层面设定一致,包括人均GDP、农民人均纯收入、人均财政收入以及财政收支比,各变量均取2010年值。其中,人均GDP、人均财政收入以及财政收支比根据《中国城市统计年鉴》中的相关变量计算得到。城市层面的农民人均纯收入数据缺失,采用省级数据替代,数据来自《中国统计年鉴》。 $f(t)$ 表示时间趋势项, η_i 是城市固定效应, γ_t 是年份固定效应,标准误聚类至城市层面。

表4报告了基于式(3)的回归结果^①。可以发现,在城市层面,同时利用国家试点与地方试点的双重模式对受益城市高中在校学生数的影响至少在5%水平显著为正,而单一国家试点模式或单一地方试点模式均未显著增加受益城市的高中阶段在校生成数。由此可见,相比“一刀切”地采用单一的国家试点或地方试点模式,在城市层面因“县”制宜联合利用两种试点模式的优势,确实能够产生更加显著的政策效果。这一结果也进一步验证了前文发现的国家试点与地方试点模式各有利弊且互为补充的结论。由于各城市试点的时间不一^②,基于式(3)的回归可能存在异质性处理效应问题,导致系数估计有偏甚至系数符号与实际效应完全相反(Goodman–Bacon, 2021)。为了避免这一问题的干扰,参考Biasi and Sarsons (2022),本文分别采用Callaway and Sant’Anna (2021)和Borusyak *et al.* (2021)提出的异质性处理效应稳健估计量重新估计,所得结果与双向固定效应估计量的结果基本保持一致。

① 当检验双重模式的政策效果时,控制组包括仅有国家试点的城市、仅有地方试点的城市以及非试点城市。当检验单一国家试点模式或单一地方试点模式的政策效果时,控制组以此类推。我们也尝试仅将非试点城市作为控制组进行回归分析,结果并未发生改变。限于篇幅未在正文报告具体结果,对此感兴趣的读者见网站本文补充材料附录3。

② 在城市层面的回归分析中,我们以自然年而非学年表示试点的时间。在此设定下,即使仅有国家试点的城市,其政策推进也呈现渐进式特征:有些城市在2011年(秋季学期)实施,有些城市在2012年(春季学期)实施。

表 4 双重模式与单一模式的政策效果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
双重模式	0.317*** (0.082)	0.209** (0.087)				
单一国家试点模式			0.090 (0.066)	-0.071 (0.055)		
单一地方试点模式					-0.187* (0.106)	-0.123 (0.095)
Callaway and Sant'Anna (2021)估计量		0.187*** (0.063)		0.074 (0.067)		-0.020 (0.090)
Borusyak <i>et al.</i> (2021)估计量		0.324*** (0.084)		0.090 (0.065)		-0.165* (0.098)
常数项	10.317*** (0.004)	12.348*** (1.577)	10.329*** (0.002)	12.892*** (1.554)	10.345*** (0.007)	12.477*** (1.440)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
试点选择变量×趋势项	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测值	1890	1890	1890	1890	1890	1890
R ²	0.938	0.939	0.937	0.939	0.938	0.939

说明:试点选择变量包括城市层面人均GDP、人均财政收入、财政收支比以及省级层面农民人均纯收入。

上述政策效果识别是否可靠,还取决于式(3)中的模型设定能否满足平行趋势假定。我们采用事件研究法对双重模式协同效应的事前平行趋势进行检验,结果见图1。以事前一期为基准,双重模式在事前并未产生显著的政策效果,表明满足平行趋势假定,并且随着时间推移,协同效应愈发明显。考虑到Sun and Abraham(2021)研究指出事件研究法也可能面临异质性处理效应问题,我们采用该文提出的专门针对这类情形的异质性处理效应稳健估计量进行估计。从图1可以看出,除第2期和第3期估计系数的统计显著性稍有变化,其余结果基本保持不变。

在城市层面,双重模式相比单一模式的政策效果更

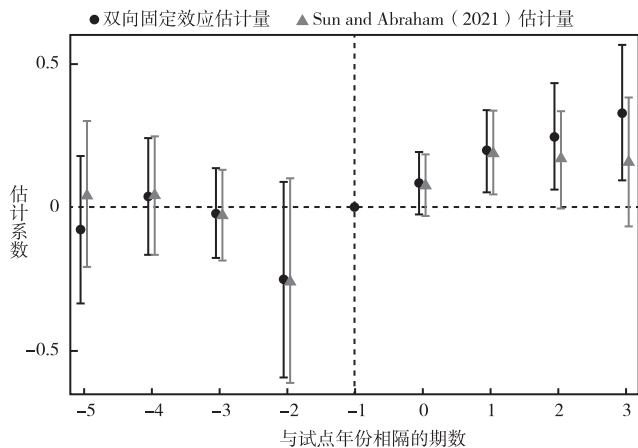


图1 双重模式的动态效应

加显著,既可能是因为因“县”制宜,针对实际情况选择了各县最为适合的国家试点或地方试点模式,又可能是因为不同试点模式之间存在学习效应。即使一个城市内实施国家试点模式的县本身不适合采用国家试点模式,实施地方试点模式的县本身不适合采用地方试点模式,但因为两种模式彼此之间存在学习效应,能够吸收对方的优点,相比单一模式也会更加有效。如果学习效应的解释成立,则对因“县”制宜的解释形成挑战^①。

本文从两个方面检验学习效应是否存在。第一,无论是国家试点向地方试点学习,还是地方试点向国家试点学习,由于缄默知识的存在,两类试点县之间的地理距离不可避免会影响学习效应。因此,我们检验双重模式的政策效果是否取决于城市内两类试点县之间的平均地理距离。若政策效果受到地理距离的影响,并且地理距离越小,政策效果越大,则说明双重模式的政策效果更优一定程度上来自国家试点与地方试点之间的学习效应。国家试点县和地方试点县之间的地理距离根据各县的经纬度计算得到,地理距离取倒数形式。第二,如果一个城市内双重模式产生更优的政策效果来自国家试点与地方试点两种模式的相互学习,那么理论上试点县数量越多,可供学习的对象越丰富,彼此之间的学习效应应该越强,政策效果也应该越大。因此,我们检验双重模式的政策效果是否取决于城市内两类试点县的数量。

表5报告了学习效应的检验结果。无论从地理距离还是试点县数量的角度刻画学习效应,在采用双重模式的城市内,均未发现不同试点模式之间存在学习效应。本文认为,这一结果在情理之中,不同试点模式有着根植于模式本身的固有特征,很

表5 国家试点与地方试点学习效应的检验结果

	(1)	(2)	(3)
地理距离倒数×双重模式	-13.174 (8.879)		
国家试点数量×双重模式		0.000 (0.021)	
地方试点数量×双重模式			0.021 (0.031)
双重模式	0.343** (0.148)	0.208* (0.119)	0.159 (0.112)
常数项	12.346*** (1.578)	12.347*** (1.577)	12.257*** (1.576)
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
试点选择变量×趋势项	控制	控制	控制
观测值	1890	1890	1890
R ²	0.939	0.939	0.939

① 感谢匿名评审专家提出的竞争性解释。

难通过学习效应去改变。比如,虽然理论上地方试点可以向国家试点学习建立监管营养餐问题的信息系统进而规避地方官员偏好错位的干扰,但是实践中地方试点并不是缺乏监管的能力或经验,而是缺乏监管的内生激励。监管能力或经验也许可以通过学习效应加强,但监管激励不可以。由此可见,当一个城市内既有国家试点县又有地方试点县时,其之所以能够产生更加显著的政策效果,主要还是因为因“县”制宜同时利用了两种模式的优势。

七 结论

本文以中国2011年秋季学期开始推行的营养改善计划为研究对象,采用队列双重差分模型评估了该计划国家试点与地方试点两种模式在县层面分别对农村受益学生是否读高中的影响,发现国家试点模式显著提升了受益学生读高中的概率,而地方试点模式的政策效果总体上不明显。基于这一政策评估结果,本文对国家试点与地方试点模式层面的差异展开比较分析,结果显示国家试点与地方试点模式各有优势与不足且两者互为补充。相比国家试点模式,地方试点模式的政策效果既容易受到地方财政能力不足的掣肘,又容易受到地方官员激励扭曲的干扰。但是,地方试点模式并非毫无优势,一旦摆脱地方财政能力不足的束缚,地方试点同样能够产生显著的政策效果,而且充分的地方信息和灵活的执行空间使得地方试点模式的成本效益明显高于国家试点模式。基于此,本文还发现在城市层面,面临下辖县区的多样性,相比“一刀切”地采用单一的国家试点或地方试点模式,因“县”制宜采取两种试点协同的双重模式能够取得更加显著的政策效果。

在国家治理能力亟须实现现代化转型的背景下,本文的研究结论具有一定的政策含义。作为大国治理的主要抓手,政策试点的优化方向就是在中国广袤的大地上兼顾国家试点与地方试点两种模式的优势与不足,注重利用中央和地方两个积极性,总体上采用“因地制宜”的双重试点模式而非“一刀切”的单一试点模式。在地方财政能力较弱或地方官员激励扭曲的地区,以中央积极性为主导,采用国家试点模式保障政策执行的基本效果;在地方财政能力较强且地方官员激励相容的地区,以地方积极性为主导,采用地方试点模式促进治理效能的显著提升。不仅如此,在试点实践中还要针对具体试点模式“补短板”。在国家试点模式下,搭建第三方信息共享平台,畅通自下而上的信息披露与反应渠道。同时,鼓励地方政府加强执行层面的主观能动性,不断提高治理效率。在地方试点模式下,发挥基层组织、基金会以及各类慈善团体在

基本公共服务供给中的重要作用,探索政府支持与社会参与的协作模式。同时,推行强有力的“一票否决”问责制度,遏制地方官员潜在的扭曲行为,不断加强治理能力。

参考文献:

- 陈钊、徐彤(2011):《走向“为和谐而竞争”:晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁》,《世界经济》第9期。
- 范子英、高跃光、刘畅(2020):《营养干预、健康与教育——基于国家营养改善计划的研究》,《财贸经济》第7期。
- 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。
- 刘然(2020):《并非只为试验:重新审视试点的功能与价值》,《中国行政管理》第12期。
- 刘生龙、胡鞍钢、张晓明(2020):《多子多福?子女数量对农村老年人精神状况的影响》,《中国农村经济》第8期。
- 梅赐琪、汪笑男、廖露、刘志林(2015):《政策试点的特征:基于〈人民日报〉1992—2003年试点报道的研究》,《公共行政评论》第3期。
- 齐良书、赵俊超(2012):《营养干预与贫困地区寄宿生人力资本发展——基于对照实验项目的研究》,《管理世界》第2期。
- 沈坤荣、金刚(2018):《中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究》,《中国社会科学》第5期。
- 宋弘、罗吉罡、黄炜(2022):《教育扶贫与人力资本积累:事实、机制与政策含义》,《世界经济》第10期。
- 汪德华、邹杰、毛中根(2019):《“扶教育之贫”的增智和增收效应——对20世纪90年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估》,《经济研究》第9期。
- 王明、段巍、龙登高(2021):《政策认知分歧、干中学与层级政府治理》,《世界经济》第10期。
- 王绍光(2008):《学习机制与适应能力:中国农村合作医疗体制变迁的启示》,《中国社会科学》第6期。
- 吴怡频、陆简(2018):《政策试点的结果差异研究——基于2000年至2012年中央推动型试点的实证分析》,《公共管理学报》第1期。
- 郑文焕(2013):《地方试点与国家政策:以新农保为例》,《中国行政管理》第2期。
- 周黎安(2004):《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期。
- 周雪光(2008):《基层政府间的“共谋现象”——一个政府行为的制度逻辑》,《社会学研究》第6期。
- 周雪光、练宏(2011):《政府内部上下级部门间谈判的一个分析模型——以环境政策实施为例》,《中国社会科学》第5期。
- 朱旭峰、张友浪(2015):《创新与扩散:新型行政审批制度在中国城市的兴起》,《管理世界》第10期。
- 朱旭峰、赵慧(2016):《政府间关系视角下的社会政策扩散》,《中国社会科学》第8期。
- Afridi, F. “Child Welfare Programs and Child Nutrition: Evidence from a Mandated School Meal Program in India.” *Journal of Development Economics*, 2010, 92(2), pp.152–165.
- Bai, Y. and Kung, J. “The Shaping of an Institutional Choice: Weather Shocks, the Great Leap Famine, and Agricultural Decollectivization in China.” *Explorations in Economic History*, 2014, 54, pp.1–26.
- Biasi, B. and Sarsons, H. “Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap.” *Quarterly Journal of Economics*,

2022, 137(1), pp. 215–266.

Borusyak, K.; Jaravel, X. and Spiess, J. “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation.” *arXiv Working Paper*, 2021.

Bundy, D.; Burbano, C.; Grosh, M.; Gelli, A.; Jukes, M. and Drake, L. *Rethinking School Feeding: Social Safety Nets, Child Development, and the Education Sector*. Washington, DC: The World Bank, 2009.

Callaway, B. and Sant’Anna, P. H. C. “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.” *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), pp.200–230.

Cao, J.; Xu, Y. and Zhang, C. “Clans and Calamity: How Social Capital Saved Lives during China’s Great Famine.” *Journal of Development Economics*, 2022, 157, 102865.

Chakraborty, T. and Jayaraman, R. “School Feeding and Learning Achievement: Evidence from India’s Midday Meal Program.” *Journal of Development Economics*, 2019, 139, pp.249–265.

Chen, T. and Kung, J. “Do Land Revenue Windfalls Create a Political Resource Curse? Evidence from China.” *Journal of Development Economics*, 2016, 123, pp.86–106.

Chen, Y.; Fan, Z.; Gu, X. and Zhou, L. A. “Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China.” *The American Economic Review*, 2020, 110(11), pp.3393–3430.

Duflo, E. “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment.” *The American Economic Review*, 2001, 91(4), pp.795–813.

Ebenstein, A. “The Missing Girls of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy.” *Journal of Human Resources*, 2010, 45(1), pp.87–115.

Goodman-Bacon, A. “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing.” *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), pp. 254–277.

Guo, G. “China’s Local Political Budget Cycles.” *American Journal of Political Science*, 2009, 53(3), pp.621–632.

Han, L. and Kung, J. “Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China.” *Journal of Development Economics*, 2015, 116, pp.89–104.

Heilmann, S. “From Local Experiments to National Policy: The Origins of China’s Distinctive Policy Process.” *China Journal*, 2008, 59, pp.1–30.

Huang, W. and Zhang, C. “The Power of Social Pensions: Evidence from China’s New Rural Pension Scheme.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2021, 13(2), pp.179–205.

Hyman, J. “Does Money Matter in the Long Run? Effects of School Spending on Educational Attainment.” *American Economic Journal: Economic Policy*, 2017, 9(4), pp.256–280.

Jacoby, H. G. “Is There an Intrahousehold ‘Flypaper Effect’? Evidence from a School Feeding Programme.” *Economic Journal*, 2002, 112(476), pp.196–221.

Jayaraman, R. and Simroth, D. “The Impact of School Lunches on Primary School Enrollment: Evidence from India’s Midday Meal Scheme.” *Scandinavian Journal of Economics*, 2015, 117(4), pp.1176–1203.

Lundborg, P.; Rooth, D. and Alex-Petersen, J. “Long-Term Effects of Childhood Nutrition: Evidence from a School Lunch Reform.” *Review of Economic Studies*, 2022, 89(2), pp.876–908.

Reiling, R.B.; Salvanes, K.V.; Sandsør, A.M.J. and Strøm, B. “The Effect of Central Government Grants on Local Educational Policy.” *European Journal of Political Economy*, 2021, 69, 102006.

Sun, L. and Abraham, S. “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects.” *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), pp.175–199.

Tang, C.; Zhao, L. and Zhao, Z. “Does Free Education Help Combat Child Labor? The Effect of a Free Compulsory Education Reform in Rural China.” *Journal of Population Economics*, 2020, 33, pp.601–631.

Wang, S. and Yang, D.Y. “Policy Experimentation in China: The Political Economy of Policy Learning.” *NBER Working Paper*, 2021.

Zhu, X. and Zhang, Y. “Political Mobility and Dynamic Diffusion of Innovation: The Spread of Municipal Pro-Business Administrative Reform in China.” *Journal of Public Administration Research & Theory*, 2016, 26(3), pp.535–551.

The Synergy Effect of National and Local Pilots: Evidence from the Student Nutrition Improvement Plan

Jin Gang; Yin Yanfei; Shen Kunrong

Abstract: This paper uses a cohort difference-in-differences (DID) model to evaluate the impact of the national and local pilot models of China’s Nutritional Improvement Plan on the high school enrolment rate of children that benefit at the county level, and then conducts a comparative analysis of the two models. The study finds that both national and local pilot models have their own advantages and disadvantages and complement each other. The policy effectiveness of the local pilot model is influenced by the interference of local fiscal capacity and the local officials’ preferences. While the national pilot model may be able to avoid these shortcomings, the requirement for policy uniformity comes at the expense of cost-effectiveness. At the urban level, a combination of national and local pilot models can achieve more significant policy effects than a one-size-fits-all approach using a single national or local pilot model across counties. This paper not only enriches the theoretical study of policy pilots in China from the perspective of pilot models, but also provides useful references for policy practice from the “Chinese system” to “Chinese governance”.

Key words: national pilot, local pilot, model comparison, nutritional improvement plan

JEL codes: H11, H43, O15

(截稿:2023年10月 责任编辑:郭若楠 王 徽)