

省直管县财政试点推进了 县域基本公共服务均等化吗？

丁 树^{1,2}, 杨燕英³, 王惠敏²

(1. 广东金融学院金融与投资学院, 广东 广州 510521;

2. 商务部国际贸易经济合作研究院, 北京 100710;

3. 中央财经大学政府管理学院, 北京 100081)

摘要:省直管县财政试点对推进基本公共服务均等化至关重要。基于广东 2009—2020 年县域公共服务支出数据, 采用多期 DID 方法评估省直管县试点对基本公共服务均等化的政策效应。研究发现, 省直管县政策显著提升试点县财力, 进而促进具有较强地域属性和生产属性的公共服务均等化水平, 但政策对地域和生产属性较弱的公共服务影响不显著。基于此, 提出应继续推动省直管县改革、完善公共服务事权和支出责任划分的建议。

关键词:省直管县财政; 公共服务均等化; 多期 DID

中图分类号: F812.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2023)03-0074-11

Dose “county administrated by province” policy promote the equalization of county-level basic public services?

DING Shu^{1,2}, YANG Yanying³, WANG Huimin²

(1. School of Finance & Investment, GDUF, Guangzhou 510521, China;

2. Chinese Academy of International Trade and Economic Cooperation, Beijing 100710, China;

3. School of Government, CUF, Beijing 100081, China)

Abstract: The policy of “county administrated by province” is crucial to promoting the equalization of basic public services. By collecting Guangdong’s 2009 – 2020 county-level public services’ expenditure data, time-varying DID method is applied to identify the policy effect of the policy on equalization of basic public services. This paper finds that the policy of direct provincial administration of counties significantly improves the fiscal revenue of pilot counties, which in turn promotes the level of equalization of public services with strong geographical and productive attributes. But the policy does not significantly affect public services with weaker geographical and productive attributes. Based on these conclusions, the reform of direct provincial administration of counties should continue to be promoted, same as to improve the division of public service authority and expenditure responsibilities.

Key words: county administrated by province; equalization of public services; time-varying DID

收稿日期: 2022-10-13 修回日期: 2023-02-27

基金项目: 国家社会科学基金项目 (17BJY172); 广州市哲学社会科学发展“十三五”规划项目 (2020GZGJ154); 广东省教育厅普通高校毕业生创新人才项目 (2019WQNCX083)。

作者简介: 丁树 (1985—), 男, 湖南桃江人, 广东金融学院金融与投资学院讲师, 商务部国际贸易经济合作研究院博士后, 研究方向为财政理论与政策。

省以下财政体制是政府间财政关系的重要组成部分。新中国成立以来,在党中央统一领导下,各省持续探索省以下财政体制,在发挥财政资源配置效率职能、推进基本公共服务均等化等方面取得积极成效。党的十九大后,为加快推进基本公共服务均等化,党中央、国务院提出“健全省以下财政体制,增强基层公共服务保障能力”重大课题。2022年6月,国务院办公厅发布了《进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》(简称“《指导意见》”),对如何进一步界定省以下事权和支出责任、理顺收入关系、完善转移支付等方面设计顶层框架,从而推进基本公共服务均等化,满足人民群众基本公共服务需要,实现国家长治久安。

省直管县财政改革试点工作(简称“省直管县”)作为省以下财政体制改革的重要实践,从一开始就受到各级党委、政府和学者的高度关注。1994年分税制改革后,省以下财政体制改革进展较慢,“财权上移、事权下移”等问题导致部分县乡政府出现财政困难^[1]。省直管县试点因此推出,由省、县两级财政在收支划分、转移支付等方面直接建立业务联系,减少政策传递和资金拨付环节,增强政策和资金的精准性和快捷性,提高财政资金运作效率,壮大县级财力。2004年,部分省、自治区陆续试点,县级政府的税收分成比例和转移支付规模得到提高,更好地满足了辖区居民的公共服务财政资金需求^[2]。但随着省直管县深入推进,有些省份试点出现反复,有必要选取政策稳定性较高的示范省份检验省直管县对县域基本公共服务均等化的政策效应。特别是《指导意见》明确提出“因地制宜逐步调整优化省直管县财政改革实施范围和方式”,急需对省直管县作用于县域基本公共服务均等化的政策效应和内在机理进行深入研究,为调整优化试点的范围和方式提供理论依据。

一、政策背景与理论假说

(一)政策背景

“省直管县”是以基本公共服务均等化为落脚

点的开创性探索。新中国成立后,省、市、县三级政府间关系一直处于动态调整中。自1983年以后,“市管县”体制发展成熟,解决了社会转型过程中行政区和经济区磨合问题^[3]。2005年,财政部印发了《关于切实缓解县乡财政困难的意见》,开始推行省对县财政管理方式改革试点。2009年,财政部预算司发布了《关于推进省直接管理县财政改革的意见》,对省直管县财政试点制定详细规则,先将粮食、油料、棉花、生猪生产大县全部纳入改革范围,保证市县既得利益前提下,通过省直管县增强基层政府公共服务保障能力。

广东省作为改革开放前沿阵地,率先展开省直管县各项改革。改革开放后,广东省经济发展存在地域不平衡,珠三角地区经济较强,东西两翼和北部山区较弱,经济差异造成公共服务区域供给不均衡问题较为突出^[4]。如2009年,广东省各县和县级市(以下统称“县”)一般预算收入仅占全省8.08%,人均可支配财力仅为全省人均可支配财力水平40%左右^[5],另外市级机构存在“惜权”思想,使强县政策难以落实^[6]。为解决区域发展不平衡和县域财力薄弱问题,广东省于2010年正式开展省直管县试点,在前期试点工作运转顺畅基础上,又分别于2012年、2013年、2014年、2015年,新增4批试点,有序选取部分县开展省直管县财政试点^①,目标是壮大县级财力,最终落脚点是提高公共服务水平。截至2022年年末,广东省直管县共计35个(非省直管县共22个),占全部县数量的61%。

在中央分税制财政体制框架体系下,广东省已构建完备的省级与市、省与直管县的财政收入划分、事权和支出责任、转移支付框架。

首先,收入划分方面,在中央分税制改革基础上,广东省实施分税分成体制。2010年,广东省印发了《调整完善分税制财政管理体制实施方案》,规定所得税、土地增值税等地方收入分成部分,由省与市、省与直管县“五五”比例分享;增值税、房产税、车船税、资源税等其他税收收入,地方收入

① 整理数据发现,广东省确定试点县综合考虑各县类型和因素,经济强县弱县均有样本纳入试点。

部分全部归属直管县^[7],之后广东省税收分成体制长期保持基本稳定。

其次,事权和支出责任划分方面,参考中央事权和支出责任划分方案,广东省开展省与市县财政事权和支出责任划分改革。2017 年,广东省政府印发了《广东省省级与市县财政事权和支出责任划分改革实施方案》,适度加强省级财政事权,将受益范围地域性强、信息较为复杂、主要与当地居民密切相关的基本公共服务,确定为市、县财政事权。另外,参考中央文件,对教育、医疗卫生、交通运输等 8 个领域基本公共服务,制定省与市、直管县财政事权和支出责任划分方案。

最后,转移支付方面,广东省面向经济欠发达县制定均衡性转移支付办法,推进基本公共服务均等化。根据 2019 年《广东省省对市县均衡性转移支付办法》,省财政对粤东西北三大区域和珠三角欠发达县,采用标准收支差额比例划分法,给予四类补助:标准收支差额补助、基本公共服务均等化补助、偏离度调整机制、奖励补助。

选取广东省各县作为评估省直管县政策效应的研究样本,具有合理性和创新性。首先,广东省的省以下财政体制改革遵循中央改革原则和框架进行,代表了省以下财政体制改革的基本全貌。其次,广东省的省直管县采用逐步推进策略,长期保持政策稳定,确保了研究数据的持续性和完整性,特别是县域公共服务分科目支出数据透明完整,使本文可以细分基本公共服务类别进行比较。再者,广东省不同地域经济差异较大,样本符合政策处理条件和对照差异性。最后,选用广东省能避免各省其它不可观测因素对政策效应的影响,避免全国样本遗漏变量等内生性问题,符合《指导意见》对后续改革的“因地制宜”要求。

(二) 理论假说

“财政联邦主义”理论指出,政府间财政体制是一种微妙的动态平衡过程,没有适用各国的最优模式^[8]。自 1994 年分税制改革后,部分省份仍然在执行“总额分成”的省以下财政体制^[9]。但中国加入 WTO,经济快速发展和城乡经济结构巨大变化,对“总额分成”体制提出挑战。针对县乡财

政运转困难,部分学者参考我国“郡县制”历史,建议通过权力分配强化县级政府,以县级财政为重点整合地方财政^[10-11]。其中,“中央—省—市县”三级体制,既可以夯实基层财力,又可以减少行政成本^[12]。

1. “政府扁平化”提升基层财政资金筹集能力

我国的省直管县财政,是行政管理“扁平化”的一次自然实验,为实证研究提供了宝贵数据。以“省直管县”为对象的实证研究工作,多数聚焦试点是否促进经济增长和提升公共服务水平两方面。对是否促进县域经济增长,不同指标和方法的研究结论存在差异。以人均 GDP 为指标的实证结果表明,省直管县会削弱县级财政监督力度,增强县级税收征管力度,阻碍经济发展^[13-14]。但控制经济分权和财政分权后,省直管县赋予县级政府经济分权,能促进县域经济增长^[15-16]。对是否促进各项基本公共服务均等化,使用不同指标的结论也存在差异。以交通基础设施为指标的研究发现,省直管县能显著提高县域公路里程,提高公共基础设施均等化水平^[17]。但试点县获得财政自主决策权后,可能出现“重基建、轻民生”支出倾向,压缩基层教育医疗等基本公共服务支出^[18],使用个别省份教育支出的实证研究证实了以上结论^[19]。

理论上,省直管县作为“政府扁平化”的改革尝试,可以提高基层财政资金筹集效率。省直管县将原来的“中央—省—市—县”四级财政转变为“中央—省—市县”三层,中央和省到县减少了市一级财政。试点县可以绕过行政建制所属市级政府,直接与省级财政划分收支,与省级财政直接往来资金,减少财政资金在省市流动过程中的截留摄取。因此,省直管县,提升了试点县的剩余资金分配能力,增强了财政收入自给能力和支出自主能力,试点县能更好地满足县以下居民的公共服务需求^[2,20]。

假说 1:省直管县政策出台后,财政分配层级减少,试点县财政收入规模显著增加。

2. 基层决策行为差异影响政策效应

虽然省直管县政策减少财政资金分配的政府

层级,增加县级基层政府财政收入,但收入规模增加后,不同基本公共服务可能因基层政府理性选择产生决策差异,影响基本公共服务均等化进程。

首先,从理性决策视角分析,试点县政府直接受到中央和省级政府意图影响。试点县直接与省级财政分享收入时,会按省级政府考核导向决定财政支出结构。一般而言,中央和省级政府希望基层能够贯彻自身方针路线和政策意图,因此省直管县带来的财政层级扁平化,在一定程度上也会带动“行政扁平化”,拉近试点县与省级政府距离,更好贯彻省级政府意图。根据财政部省直管县文件,各省应优先选择农业生产大县纳入试点,省直管县试点扩充县级财力后,县级基层可能将财政支出向中央和省重点关注的城乡社区等公共服务倾斜。

其次,试点后基本公共服务支出受辖区居民利益影响。斯蒂格勒最优财政分权理论认为,基层政府更贴近当地居民,更了解当地居民的消费偏好和公共服务偏好,因此基层政府相对省市政府,更多地掌握居民公共服务偏好信息,供给公共服务的行为也更加高效,更有利于辖区本地利益的最大化。本地居民利益是基层财政支出的出发点和归宿点,因此纳入省直管县试点后,试点县会努力提高辖区居民密切关切且有巨大需求的基本公共服务,如教育等关系居民后代的基本公共服务。

最后,试点县存在向上、向外分担基本公共服务成本的策略行为。地方公共服务只能满足特定范围居民的公共需要,通常情况下基本公共服务的受益范围限定在区或县内,部分设有户籍等准入门槛。但部分公共服务的“特定范围”准入条件无法明确,导致某些地域性偏弱的公共服务供给成本可向上分担。如因为公共医疗具有规模效应,因此“市—县”存在医疗质量的供给主体差异,通常情况下优质医疗资源供给主体集中在市的中心城区。但公共医疗政策无法限制县内居民前往中心城区享受优质医疗服务,县内居民在中心城区的医疗成本将由市财政被动承担。试点县会因公共服务成本分担机制,对不同公共服务有不同

的支出决策。

假说2:试点县对不同公共服务的财政决策存在差异,省直管县政策增强财力后,财政资金更多被投向城乡社区、教育等经济促进性强、与居民利益密切相关的公共服务,提高该类公共服务均等化程度。受决策影响,政策对成本可以向上向外分担的公共服务均等化作用效果不显著。

3. 公共服务的特质属性影响均等化水平

试点县的基本公共服务均等化进程,受公共服务自身特质属性影响,因此省直管县对不同公共服务均等化的政策效应存在内生差异。过往对基本公共服务均等化的讨论,较少关注服务的特质属性,但公共服务特质属性会影响政府公共服务供给^[21-22],如服务的受益地域属性等。有些公共服务的受益对象有较强的地域属性,如与中小學生户籍严格绑定的义务教育,受益范围地域属性极强的城乡公共基础设施;有些公共服务的地域属性较弱,如居民享受公共医疗、社会保障服务,可以“用脚投票”,跨区就医和跨区就业打破公共服务地域限制。有些公共服务的生产属性较强,如城乡社区的公共基础设施,能显著提升当地运输效率和生产力水平;有些公共服务的生产属性较弱,如主要面向老人、小孩的社会保障、卫生健康公共服务。县级财政调配资源的总量和能力相对市级更弱,从“成本—收益”角度分析,试点县倾向投向地域属性强、生产属性强的义务教育、城乡社区等公共服务。对于居民容易“用脚投票”,地域属性和生产属性偏弱的卫生健康、社保就业等,县级政府可能让渡与地级市政府承担财政事权和支出责任。

假说3:省直管县对各项公共服务的政策效应受公共服务自身特质属性影响,省直管县财政政策能提高地域属性和生产属性较强的基本公共服务均等化水平。

二、计量模型、变量描述与数据说明

(一) 计量模型设定

省直管县是分批次进行的,因此本文构建多期 DID 模型评估省试点政策作用于县域基本公共服务均等化的政策效应:

$$Y_{it} = \alpha + \beta did_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 和 t 分别表示县和年份。 Y_{it} 是第 i 县在第 t 年的基本公共服务均等化指标; 参考《“十三五”国家基本公共服务清单》, 使用教育、城乡社区、社会保障和就业、卫生健康 4 类基本公共服务的县、市人均(生均)支出差距衡量——如果县、市公共服务人均(生均)支出差距越小, 则县域公共服务均等化水平越高。 did_{it} 是核心解释变量——某县进入省直管县试点范围后的虚拟变量。 X_{it} 为县域控制变量集, α 为常数项, μ_i 是个体固定效应, φ_t 是时间固定效应, ε_{it} 是随机扰动项。

(二) 变量描述

1. 被解释变量: 县、市公共服务人均支出差距

公共服务均等化指标常用两种方法构建: 一是某指标横向城乡比较构建, 如使用城镇、乡村两个分类口径下统计指标的差距构建; 二是某指标纵向比较, 如用下级政府指标与上级政府指标差距构建。县级区划的统计资料往往不分类统计城镇、乡村, 因此本文基本公共服务均等化指标采用以上第二种方法, 即县公共服务人均支出数据与市人均支出数据差距衡量。从现实生活出发, 县域公共服务人均水平与全市的差距是基层群众关注焦点, 县市差距更反映基层群众切身感受。故借鉴倪鹏飞等^[23]、卞元超等^[24]、吉富星等^[25]构建离差指标思路, 设定被解释变量计算公式如下:

$$Y_{Edu_{it}} = 100 \times \left(\frac{perEduExp_{Edu_{it}} - perCityEduExp_{Edu_{jt}}}{perCityEduExp_{Edu_{jt}}} \right) \quad (2)$$

式中, 下标 Edu 指教育, i 县在行政建制归属 j 市管辖。 $perEduExp_{Edu_{it}}$ 指 i 县在 t 年中小學生均教育支出, $perCityEduExp_{Edu_{jt}}$ 指 j 市在 t 年中小學生均教育支出。 $Y_{Edu_{it}}$ 为县生均教育支出与市生均教育支出的差距百分比。如果省直管县后, 试点县的 $Y_{Edu_{it}}$ 变大, 说明试点县与全市教育生均支出水平差距降低, 教育均等化进程加快。同样地, 城乡社区公共服务用下标 $UrbanRural$ 表示, 社会保障和就业用下标 Sec 表示, 卫生健康用下标 Med 表示。

2. 政策变量

广东省在 2010—2015 年期间有 5 批省直管县

试点。经查阅文件, 文件下发时点至当年年底 12 月 31 日为过渡期, 发布后第二年开始执行省直管县试点。本文设定试点县在纳入省直管县试点次年的政策变量 did_{it} 等于 1, 其余未纳入试点的县, 政策变量等于 0。

3. 控制变量

结合影响基本公共服务均等化各项因素, 本文选取如下控制变量: ①人均实际 GDP 对数 $\ln RperGDP_{it}$ (用 CPI 指数折算为 2009 年为基期的实际值, 取自然对数), 控制县域经济发展水平对基本公共服务均等化的影响; ②第二产业增加值占 GDP 比重 ($SecondIndustry_{it}$), 控制产业结构影响; ③全社会固定资产投资占 GDP 比重 ($Inv_percent_{it}$), 控制投资的影响; ④政府规模 (Gov_scaleR_{it}), 即政府一般公共预算收入规模占 GDP 比重, 控制政府对社会资源的配置能力; ⑤财政激励 ($Fiscal_Incentive_{it}$), 即县财政收入占市财政收入比重, 用于控制省市政府对县级政府的财政激励机制^[26]; ⑥人口密度 ($PopDensity_{it}$), 用于控制县域人口规模和分布对公共服务均等化的影响。

(三) 数据说明

本文使用 2009—2020 年广东省 57 个县财政和社会经济数据, 数据来源于《广东统计年鉴》《中国县域统计年鉴》以及各地级市《统计年鉴》和各县《统计年鉴》。部分县公共服务科目支出数据来源于县财政决算总表、预算执行报告、统计公报等政府公开资料。原始数据进行如下处理: ①少数县级政府未公开 2009 年决算分类支出数据, 因此本文参考前后年份分类支出数据和一般公共预算支出同比增幅进行插值补齐。②由于市辖区公共服务受“市本级”财政支出补充和干扰, 并且市辖区存在与其财政单列的经济功能区, 这些经济功能区位于某个或某几个市辖区内, 经济上与市辖区统一核算但财政上单列, 导致市辖区经济社会数据与财政数据口径不一致, 还有部分市辖区由“撤县设区”而来, 因此本文最终样本未选取市辖区作为样本。最终样本为广东省 57 个县, 其中省直管县 35 个, 非省直管县 22 个。

表1 变量描述性统计

变量名	样本量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
Gap_Edu	684	%	69.05	113.30	-52.71	722.60
Gap_UrbanRural	684	%	-47.36	59.88	-99.65	505.30
Gap_Sec	684	%	396.40	628.10	-86.32	420.50
Gap_Med	684	%	-3.02	42.45	-91.89	476.20
lnRperGDP	684	万元/人	10.02	0.43	8.65	11.32
SecondIndustry	684	%	36.63	12.08	6.89	74.43
Inv_percent	684	%	55.00	24.50	8.98	136.50
Gov_scaleR	684	%	5.06	2.16	1.56	13.58
Fiscal_Incentive	684	%	9.42	6.19	0.82	33.00
PopDensity	684	人/km ²	386.40	298.10	30.95	1 549.31

表1是样本的描述性统计结果。县教育生均支出高于全市平均水平,但按年统计发现2013年之前的年份低于全市人均水平;城乡社区人均支出长期低于全市平均水平,与全市人均支出水平存在差距,但按年统计发现支出差距逐年缩减;县社保就业人均支出远高于全市平均水平,但按年统计发现规律:2015年之前,各县社保和就业人均支出平均水平低于全市,但2015年后出现大幅上涨,搜集数据过程查找细分科目发现,原因是行政事业单位离退休和居民养老保险财政补助规模增加:受年轻劳动力外出就业和本地老龄化影响,县内职工养老保险缴费有限,养老金支出依赖财政补助。各县公共预算收入占GDP的均值为5.06%,占全市

公共财政收入比例均值仅为9.42%,最低为0.82%,说明广东省县级财力相对市级财力普遍偏弱。

三、实证检验

(一) 回归结果

表2报告了以教育、城乡社区、社保就业、卫生健康四项公共服务作为被解释变量的回归结果。其中,列(1)、列(3)、列(5)、列(7)仅包含政策变量,未加入控制变量;列(2)、列(4)、列(6)、列(8)加入控制变量进行回归。

教育和城乡社区作为被解释变量的检验结果表明,无论是否加入控制变量,政策变量的系数显著为正,表明省直管县改革试点显著提升了试点县教育和城乡社区公共服务相对全市的人均支出水平,相对非试点县,教育生均支出和城乡社区人均支出较全市平均水平提升了24个百分点。说明省直管县增强了试点县的财政收入自给能力和支出自主能动性,试点县从规模上增加了教育、城乡社区支出,更好地满足居民需求。但试点县在支出决策上存在选择偏向,并未同等幅度提升其他公共服务支出水平。社保就业和卫生健康两项公共服务的检验结果表明,虽然二者政策变量回归系数为正,但不显著。

表2 公共服务分项回归结果

解释变量	教育		城乡社区		社保就业		卫生健康	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
did	23.957 * (1.79)	24.182 ** (2.07)	19.827 ** (2.23)	24.131 *** (2.80)	22.469 (0.26)	19.019 (0.24)	2.073 (0.34)	5.656 (0.84)
lnRperGDP	—	194.582 ** (2.47)	—	56.161 (0.89)	—	373.226 (0.93)	—	29.808 (1.40)
SecondIndustry	—	-2.064 (-1.61)	—	-0.291 (-0.34)	—	-12.596 * (-1.79)	—	0.149 (0.29)
Inv_percent	—	-0.714 ** (-2.10)	—	-0.445 (-1.63)	—	-4.192 ** (-2.14)	—	-0.366 *** (-2.97)
Gov_scaleR	—	5.198 (1.35)	—	4.819 (1.54)	—	-26.926 (-1.31)	—	2.020 (1.05)
Fiscal_Incentive	—	0.553 (0.16)	—	5.189 ** (2.56)	—	28.873 ** (2.05)	—	0.268 (0.21)
PopDensity	—	0.114 (0.91)	—	-0.234 ** (-2.16)	—	-1.647 *** (-2.68)	—	-0.658 * (-1.70)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数量	684	684	684	684	684	684	684	684
R ²	0.765	0.794	0.046	0.120	0.758	0.781	0.104	0.278
样本个数	57	57	57	57	57	57	57	57

注:括号内为t统计量,*、**、***分别表示p<0.1、p<0.05、p<0.01有统计学意义。下同。

以上回归结果证实了本文理论分析部分的假设,省直管县对各项公共服务的政策效应不同:省直管县能提高地域属性较强的基本公共服务均等化水平,对地域属性较弱的基本公共服务均等化影响不显著。

(二)平行趋势检验

多期 DID 方法的前提是试点县和非试点县,在省直管县试点政策发布前,基本公共服务的支出变化趋势应是平行的。基于此,本文参考包含对照组的事件研究法(ESA)进行平行趋势检验^[27]。平行趋势检验的具体方法为:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{t=-4}^6 \delta_t D_{it} + \gamma_0 X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)的 D_{it} 是一组虚拟变量,如果 i 县在 $t -$

1 年纳入了省直管县改革,则取值为 1,否则为 0。其余被解释变量和其他控制变量的取值与式(1)相同。平行趋势检验重点关注 δ_t 的系数,反映了试点县和非试点县在政策施行后的第 t 年,各项公共服务人均支出市县差距的差异。

由于政策施行前 4 年和后 6 年的数据较少,本文将政策施行 4 年以前、6 年以后的数据汇总到第 -4 期和第 6 期。图 1 的平行趋势检验结果表明,教育、城乡社区公共服务的在省直管县试点前的系数估计值均不显著,说明试点县和非试点县公共服务支出趋势在省直管县前并无显著差异,两项公共服务通过了平行趋势检验。社保就业、卫生健康作为被解释变量未能通过平行趋势检验。

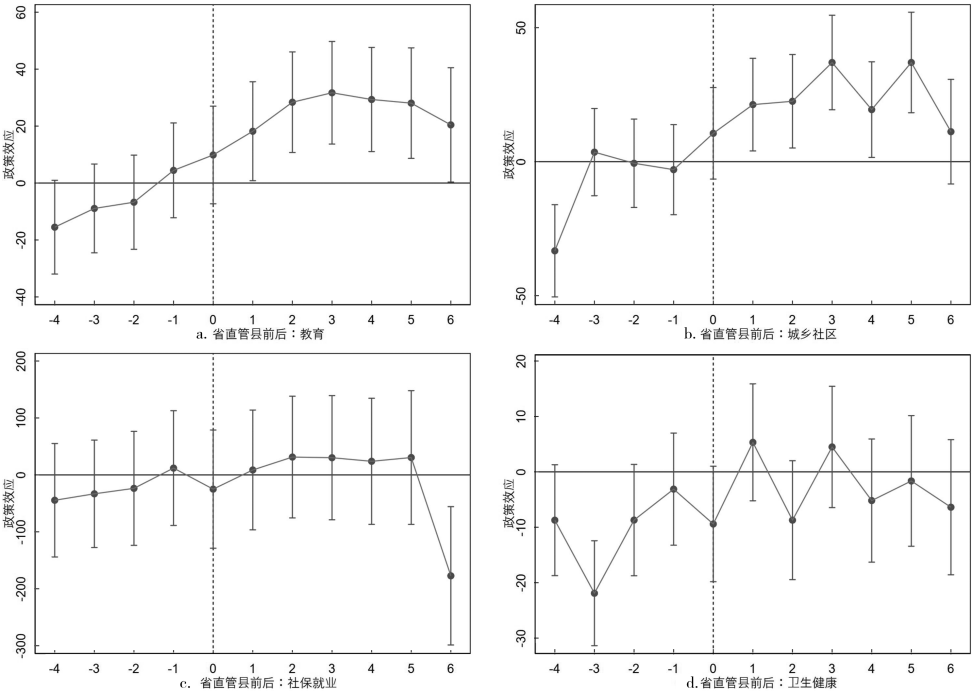


图 1 平行趋势检验

注:以上实心点为系数 δ_t 估计值,短竖线为聚类到县个体层面稳健标准误对应 95% 上下置信区间。

(三)安慰剂检验

为确保省直管县干预时点前后各试点县和非试点县趋势的变化未受到其他政策或随机因素的影响,本文使用时间和事件安慰剂检验两种方式,对教育、城乡社区两项公共服务的均等化进行反事实检验。

1. 时间安慰剂检验

时间安慰剂检验是虚构省直管县的时间进行

估计,如果虚构的政策施行时点政策变量系数估计值不显著,那么原来时点施行政策的估计结果是稳健的。本文将试点县纳入省直管的时间分别提前 2 年、3 年、5 年,构建新的政策时间,分别以 $did_{2_{it}}$ 、 $did_{3_{it}}$ 、 $did_{5_{it}}$ 表示,参考式(1)分别对教育、城乡社区两项公共服务县市人均支出差距进行回归,结果显示新政策变量系数估计值均未通过显著性检验,原基准回归结果稳健。

表3 时间安慰剂检验结果

解释变量	教育			城乡社区		
<i>did_2</i>	9.119 (1.57)	—	—	7.933 (1.43)	—	—
<i>did_3</i>	—	10.394 (1.05)	—	—	25.420 (1.34)	—
<i>did_5</i>	—	—	-13.210 (-1.52)	—	—	-5.856 (-0.24)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数量	684	684	684	684	684	684
<i>R</i> ²	0.792	0.791	0.790	0.104	0.109	0.099
样本个数	57	57	57	57	57	57

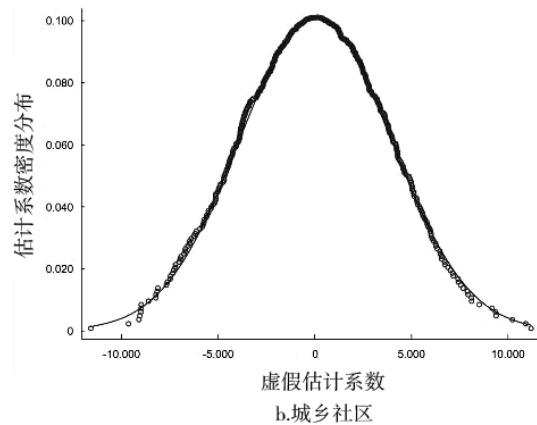
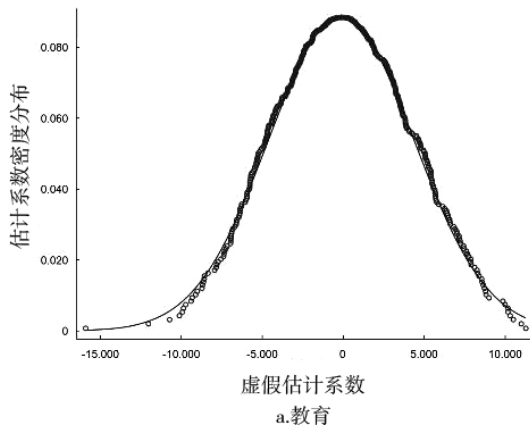


图2 教育、城乡社区的个体安慰剂检验

(四) 稳健性检验

1. 控制非平行趋势

由于以公共服务县市人均支出差距为被解释变量的政策效应可能受控制变量的时间趋势影响,因此本文在式(1)基础上加入控制变量 X_{it} 与时间趋势的交互项进行回归,教育和城乡社区公共服务的政策变量结果仍然在5%水平上显著(见表4第(1)列、第(2)列)。

$$Y_{it} = \alpha + \beta did_{it} + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 X_{it} \times (Year_t - 2009) + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

2. 样本数据缩尾

为了避免某些样本个体某些年份极端值的影响,本文使用 Winsor2 命令对教育和城乡社区两项公共服务被解释变量双边1%缩尾处理后,重新进行回归,结果表明(见表4第(3)列、第(4)列),教育和城乡社区公共服务的政策变量系数估计值仍

2. 个体安慰剂检验

为避免基准回归结果受其他不可观测因素的影响,参考 Cai 等^[28]的方法,通过随机抽取试点县进行安慰剂检验。随机抽取20个县作为虚拟试点县,其余县作为非试点县,可以得到实施省直管县安慰剂的试点县相对非省直管县的政策变量估计值。将以上过程重复500次,得到500个政策变量系数估计值。再绘制估计值的密度分布。图2显示系数估计值落在0附近且符合正态分布,也就是说,大部分政策变量系数的回归结果不显著,可以排除基准回归结果是由其他不可观测因素引起。

然在5%的水平上显著,结论与基准模型一致。

表4 非平行趋势和数据缩尾稳健性检验

解释变量	(1) 教育	(2) 城乡社区	(3) 教育	(4) 城乡社区
<i>did</i>	26.454 ** (2.04)	24.916 ** (2.51)	22.374 ** (2.03)	22.277 *** (2.75)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数量	684	684	684	684
<i>R</i> ²	0.842	0.382	0.816	0.120
样本个数	57	57	57	57

3. 动态模型

各地编制财政预算,通常以上年预算作为参考,采用“增量预算”方法编制当年预算,因此使用公共服务县市人均支出差距作为被解释变量,可能受上一期被解释变量影响。本文将模型修正为包含前定一期被解释变量的动态模型,发现政策变量系数估计值仍然显著(见表5第(1)列、第(2)列);为避免可能存在反向因果关系,本文使用控制变量前定一期作为解释变量,政策变量的显著

性仍未发生改变(见表 5 第(3)列、第(4)列)。同时,在使用前定一期被解释变量和控制变量的回归结果仍然显著。

表 5 滞后一阶稳健性检验

解释变量	(1) 教育	(2) 城乡社区	(3) 教育	(4) 城乡社区	(5) 教育	(6) 城乡社区
<i>did</i>	12.327 ** (2.37)	21.180 ** (2.35)	24.759 ** (1.94)	24.662 *** (2.76)	9.117 * (1.72)	19.255 ** (2.53)
<i>L. Gap_Edu</i>	0.756 *** (9.06)	—	—	—	0.759 *** (9.60)	—
<i>L. Gap_UrbanRural</i>	—	0.296 *** (3.54)	—	—	—	0.221 * (1.73)
控制变量	Yes	Yes	No	No	No	No
滞后一阶控制变量	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数量	627	627	627	627	627	627
<i>R</i> ²	0.895	0.196	0.786	0.096	0.897	0.158
样本个数	57	57	57	57	57	57

4. 排除其它试点政策干扰

为避免样本在 2009—2020 年间受到其他政策影响试点县公共服务均等化,造成基准回归结果的偏误,进一步梳理广东关于公共服务均等化其他试点政策,发现广东省曾在 2009 年发布了《广东省基本公共服务均等化规划纲要(2009—2020 年)》,分批试点推进省内地级市“基本公共服务均等化综合改革”。其中,2012 年,惠州市首个纳入改革试点;2013 年,江门、阳江、清远 3 市纳入试点;2015 年,珠海、河源、湛江 3 市纳入试点。经统计,该试点共覆盖本文 25 个县级样本。

本文在基准回归中继续加入以上政策的虚拟变量 *did2_{it}*,新回归结果如表 6 第(1)列、第(2)列所示,基本公共服务均等化综合改革试点政策系数估计值不显著,但省直管县政策系数估计值仍然显著为正。

表 6 其他政策、变换被解释变量的稳健性检验

解释变量	(1) 教育	(2) 城乡社区	(3) 教育	(4) 城乡社区	(5) 教育	(6) 城乡社区
<i>did</i>	20.175 ** (1.82)	23.244 *** (2.77)	24.416 ** (2.26)	20.396 ** (2.24)	303.870 ** (2.78)	127.836 * (1.96)
<i>did2</i>	-8.500 (-0.53)	-10.330 (-1.19)	—	—	—	—
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数量	684	684	684	684	684	684
<i>R</i> ²	0.796	0.114	0.795	0.116	0.820	0.354
样本个数	57	57	57	57	57	57

5. 变更被解释变量算法

为了获得更稳健全面的分析结果,本文采用两种方法改进被解释变量计算方法:①参考广东省统计局口径,划分全省为珠三角、东翼、西翼、山

区 4 个地区,将县人均公共服务支出的县与市差距,改为县与其所在地区人均支出的差距;②直接用样本县人均公共服务支出金额作为被解释变量。表 6 第(3)列、第(4)列分别是教育、城乡社区两项公共服务对应被解释变量算法(1)的回归结果,结果表明,省直管县政策显著提高了试点县的教育和城乡社区公共服务人均支出水平,试点县相对所在地区教育生均支出提高了 24.42%,城乡社区人均支出提高了 20.40%;表 6 第(5)列、第(6)列分别是教育、城乡社区两项公共服务对应算法(2)改进后的回归结果,使用金额回归发现,政策变量系数仍然显著为正,省直管县政策对试点县教育、城乡社区公共服务均等化具有正向推动作用。

6. 增加样本个数

使用广东省各县财政支出数据实证研究得出的结论,可能存在因样本数量有限导致推广与应用性不强的情况。为提高本文研究结论的适用性,本文进一步使用 CSMAR 国泰安数据库和国研网数据库搜集县域财政、经济、社会数据,增加县级样本数量,整理出 290 个县 2009—2020 年数据。被解释变量使用 3 类指标:①各县教育支出;②各县生均教育支出;③参考式(2)计算的各县生均教育支出与所属市生均教育支出差距。

表 7 增加样本个数的稳健性检验

解释变量	(1) 县教育支出	(2) 生均教育支出	(3) 生均教育支出 县市差距
<i>did</i>	15 349.16 ** (2.58)	1 017.99 *** (2.63)	52.02 *** (4.44)
控制变量	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值数量	3 480	3 480	3 480
<i>R</i> ²	0.706	0.799	0.594
样本个数	290	290	290

从回归结果可见,省直管县政策对教育的均等化推动作用十分显著。以县级教育支出的回归结果显示,省直管试点县的教育支出较非试点县显著增加约 1.5 亿元(见表 7 第(1)列),试点县生均教育支出较非试点县增加约 1 018 元(见表 7 第(2)列),试点县较全市生均教育支出的差距,比非试点县缩小约 52 个百分点(见表 7 第(3)列)。增加样本数量后的结果充分说明省直管县试点政策

显著推动了教育为代表的公共服务均等化水平，研究结论具备一定的可推广性。

(五) 影响机制检验

1. 财力增加机制

理论分析指出，省直管县改革能减少财政资金在不同层级政府间的截留摄取，增加县级财力。为验证财力增加机制，本文使用转移性收入对公共财政收入占比，代表各县从上级政府获得的财力增量，用于验证省直管县试点政策对公共服务均等化的估计结果。转移性收入比例公式如下：

$$TransferIn_{it} = 100 \times \frac{Expenditure_{it} - Revenue_{it}}{Revenue_{it}} \quad (5)$$

式中， $TransferIn_{it}$ 是第 i 县第 t 年从上级政府获得的转移性收入占比； $Expenditure_{it}$ 是一般公共预算支出； $Revenue_{it}$ 是一般公共预算收入。根据我国县级财政“预算平衡、不列赤字”法律约束， $Expenditure_{it}$ 减去 $Revenue_{it}$ 为当年支出超过收入部分，大多用上级政府给县级政府的转移支付填补该缺口。表 8 第(1)列和第(3)列结果表明，省直管县政策显著提升了试点县转移性收入占比，进一步提高了教育、城乡社区公共服务的均等化水平。

表 8 省直管县通过转移支付对公共服务的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)
	$TransferIn$	教育	城乡社区
did	96.030 *** (4.06)	—	—
$TransferIn$	—	0.138 ** (2.02)	0.056 * (1.83)
观测值数量	684	684	684
R^2	0.741	0.656	0.081
样本个数	57	57	57

2. 投资挤出机制

投资挤出机制表现为政府决策者为了获得激励，将财力资源分配给固定资产投资，进而挤出公共服务资金。为验证固定资产投资挤出效应，本文通过固定资产投资指标是否受省直管县试点政策影响进行检验。由于县级公共财政披露数据有限，固定资产投资资金来源中政府预算出资占比未予披露，因此本文使用样本县全社会固定资产投资与公共财政收入比值，衡量样本县财政投资性支出压力。

回归结果发现，省直管县政策对试点县固定

投资压力的作用效果不显著，不存在投资支出挤出民生支出问题。复式预算可能是挤出效应不存在的原因：公共服务支出列支于一般公共预算，试点县接收上级转移支付列入一般公共预算；政府参与出资的固定资产投资列支于政府性基金预算。而省直管县对政府性基金预算影响很小，省直管县对固定资产投资影响不显著，不产生投资挤出效应。

四、结论与启示

(一) 主要研究结论

做好省以下财政体制改革，是各级政府履行基本公共服务保障职能，满足人民美好生活需要的关键前提。本文选取经济发达但区域不平衡问题突出的广东省作为研究对象，搜集 2009—2020 年 57 个县一般公共预算分科目支出数据，实证检验省直管县改革试点推进各项基本公共服务均等化的政策效应。研究发现：①省直管县政策，能显著提高地域属性强的公共服务均等化水平，试点县的生均教育支出和城乡社区人均支出在纳入省直管县试点后，较非试点县显著提升 24 个百分点。②但省直管县试点改革对地域属性较弱，居民能“用脚投票”，或县财政只能按国家标准和居民行为选择“被动”支出的公共服务均等化政策效应不显著。③财政上实现省直管后，试点县能通过“财力增加机制”扩大支出，降低县与市的人均支出差距，推进基本公共服务均等化，但固定资产投资支出需求不会挤出公共服务支出，不会阻碍基本公共服务均等化进程。

(二) 政策启示

1. 继续推动省直管县财政改革

我国县级政府承担大多数基本公共服务供给和保障职责，但其财力受经济基础、转移支付和激励机制综合影响，财力不足问题仍然突出。应持续推进省直管县财政改革工作，特别在中央政策框架下，做实收入、事权与支出责任划分方案，从顶层确定省与试点县财政体制框架并保持制度刚性，切实改善县级财力状况，扎实推进基本公共服务均等化。

2. 调整县级公共服务事权和支出责任

建议按各项基本公共服务的地域属性以及服务对象的流动属性细化分类，优化“省—市—县”公共服务事权和支出责任划分，以基本公共服务

受益前置条件差异作为标准划分。可将地域属性较强,生产属性较大,群众无法跨区享受的公共服务确定为县级财政事权;将居民可以跨区选择,服务频率高、品质要求高的公共服务确定为市级事权。县级政府在中央、省制定基本公共服务支出标准后履行“保底”职责,优化市、县两级财政在医疗、社保等流动性较大的公共服务支出责任分担体制。

3. 强化转移支付资金使用监督

县级自有财力偏弱,直管县后试点县获得省级转移性收入规模较大,应强化对转移支付资金的预算约束。现阶段中国房地产市场发展减缓,政府性基金预算承受较大收入压力,地方政府投资的资金来源减少,可能用统筹方式调剂一般公共预算支持固定资产投资。建议省级政府强化对试点县基本公共服务财政资金监督,防止公共服务均等化进程因保障资金不足出现反复。

参考文献:

- [1] 邓子基,唐文倩. 我国财税改革与“顶层设计”——省以下分税制财政管理体制的深化改革[J]. 财政研究,2012(2):2-6.
- [2] 刘勇政,贾俊雪,丁思莹. 地方财政治理:授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究[J]. 中国社会科学,2019(7):43-63.
- [3] 吴金群. 统筹城乡发展中的省管县体制改革[J]. 经济社会体制比较,2010(5):133-141.
- [4] 李玉红,王皓. 中国人口空心村与实心村空间分布——来自第三次农业普查行政村抽样的证据[J]. 中国农村经济,2020(4):124-144.
- [5] 戴运龙. 广东 10 月起试点省直管县财政改革[N]. 南方日报,2010-08-11(A02).
- [6] 王玉明,刘湘云. 走向省直管县体制:广东的路径选择[J]. 南方论刊,2010(11):32-35.
- [7] 广东省人民政府. 广东省调整完善分税制财政管理体制实施方案[Z]. 2010.
- [8] OATES W E. Toward a second-generation theory of fiscal federalism[J]. International tax and public finance, 2005, 12(4): 349-373.
- [9] 贾康,刘薇. 构建现代治理基础——中国财税体制改革 40 年[M]. 广州:广东经济出版社,2017:159-162.
- [10] 孙开. 省以下财政体制改革的深化与政策着力点[J]. 财贸经济,2011(9):5-10,135.
- [11] 吕冰洋. “顾炎武方案”与央地关系构建:寓活力于秩序[J]. 财贸经济,2019,40(10):50-65.
- [12] 贾康,阎坤. 完善省以下财政体制改革的中长期思考[J]. 管理世界,2005(8):33-37.
- [13] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? evidence from China [J]. Journal of development economics, 2016(123): 18-37.
- [14] 贾俊雪,张永杰,郭婧. 省直管县财政体制改革、县域经济增长与财政解困[J]. 中国软科学,2013(6):22-29,52.
- [15] 才国伟,黄亮雄. 政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究[J]. 管理世界,2010(8):73-83.
- [16] 郑新业,王晗,赵益卓. “省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法[J]. 管理世界,2011(8):34-44,65.
- [17] 叶杰,陈新. 解码中国之治:财政分权改革与县域交通发展——以财政省直管县为准自然实验的探索性研究[J]. 中国行政管理,2021(3):21-29.
- [18] 陈思霞,卢盛峰. 分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国“省直管县”的自然实验[J]. 经济学(季刊),2014,13(4):1261-1282.
- [19] 赵海利,陈芳敏,周晨辉. 省直管县改革对地区义务教育投入差距的影响——基于江西省的经验分析[J]. 经济社会体制比较,2018(4):42-51.
- [20] RODDEN J. Reviving Leviathan: fiscal federalism and the growth of government [J]. International organization, 2003, 57(4): 695-729.
- [21] ARENDS H. The dangers of fiscal decentralization and public service delivery: a review of arguments[J]. Politische Vierteljahresschrift, 2020, 61(3): 599-622.
- [22] 庞伟,孙玉栋. 地方政府财政支出的结构偏异——基于跨界公共事务的视角[J]. 经济理论与经济管理,2022,42(6):33-49.
- [23] 倪鹏飞,刘伟,黄斯赫. 证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J]. 经济研究,2014,49(5):121-132.
- [24] 卞元超,吴利华,白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济,2018,39(6):147-161.
- [25] 吉富星,鲍曙光. 中国式财政分权、转移支付体系与基本公共服务均等化[J]. 中国软科学,2019(12):170-177.
- [26] 吕冰洋,陈怡心. 财政激励制与晋升锦标赛:增长动力的制度之辩[J]. 财贸经济,2022,43(6):25-47.
- [27] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. The American economic review, 1993, 83(4): 685-709.
- [28] CAI X, LU Y, WU M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of development economics, 2016(123): 73-85.

(本文责编:王延芳)