

扶贫改革试验区对地方基本公共服务供给水平的影响研究¹

——来自浙江省丽水市的经验证据

徐雷² 杨家辉³ 李军艳⁴

摘要 本文利用2013年浙江省丽水市实施的扶贫改革试验区这一外生冲击构造准自然实验,借助浙江省2007—2020年58个县域的面板数据,主要采用双重差分固定效应识别方法,评估、阐释试验区对地方基本公共服务供给水平的影响效果以及作用渠道。结果表明,试验区促使地方人均基本公共服务支出提升750元左右,所得结论在经过一系列不同形式的稳健性检验之后仍然成立。从动态效应来看,试验区对提升地方基本公共服务供给水平具有长时段的显著影响。作用渠道分析显示,试验区的设立促使地方政府承担较大的财政收支压力,并借助税收努力,同时通过财政预算结构调整,能够达到提高基本公共服务供给水平的目的。此外,试验区内部地区间具有的差异性特征对不同类别的基本公共服务供给也表现出一定的异质性影响。丽水市作为扶贫改革试验区的一个缩影,本文的研究有助于给政策制定者提供一个反馈的视角,同时也有助于为我国探寻构建适度普惠型社会福利的新路径提供经验借鉴。

关键词 扶贫改革试验区;基本公共服务;丽水市;双重差分法

0 引言

为实现先富帮后富、最终实现共同富裕的宏伟目标,中央政府长期以来有计划、有组织地启动实施了一系列大规模的国家扶贫开发战略。伴随着国家治理能力的提升与扶贫政策体系的完善,财政扶贫的投入力度持续加大,财政扶

1 作者感谢国家社会科学基金项目(22&ZD051)和湖南省教育厅青年项目(22B0915;23B0604)的资助。作者十分感谢编辑部老师和匿名审稿人对本文提出的富有建设性的评论和建议。文责自负。

2 徐雷,湖南工商大学经贸学院副教授,E-mail:164182976@qq.com。

3 杨家辉,首都经济贸易大学统计学院博士研究生,E-mail:461284953@qq.com。

4 李军艳(通信作者),上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生,E-mail:1990817048@qq.com。

贫资金的管理日渐强化,这都为脱贫攻坚提供了更有针对性的政策支持和财力保障。而随着贫困内涵界定的延伸和多维贫困观念的涌现,传统的单一收入贫困识别模式已经难以准确揭示贫困的广度、深度和分布特征。为满足贫困地区人口更高层次的多元化需求,脱贫重点亟待从单一视角的“生存需求”模式向多维视角的“发展需求”模式转变。“赋予地方更多自主权,支持地方创造性开展工作”是发挥中央和地方两个积极性的关键。扶贫之路是一个顶层设计与泥泞前行相结合的过程,需要充分考虑基层治理的特殊性、复杂性和多样性。为积极探索扶贫开发的新途径,2013年1月,国务院扶贫开发领导小组印发《关于设立扶贫改革试验区的意见》(国开发〔2013〕1号),在辽宁省阜新市、浙江省丽水市和广东省清远市批复设立3个国家级扶贫改革试验区。伴随着脱贫攻坚逐渐从工具理性转向经验理性,扶贫改革试验区在全新的政策发展环境和动能激励下,基于“取之于民,用之于民”的财政分配理念,从教育、医疗卫生、社会保障和就业等基本公共服务领域构建社会安全网,筑牢多层次的社会公共服务体系,提升贫困人口和潜在贫困群体的内源性自我发展能力,不仅是新一轮扶贫改革创新实践的题中应有之义,更是在实现共同富裕的进程中,推进基本公共服务均等化的必要举措。本文基于浙江省2007—2020年58个县域层面的面板数据,主要采用双重差分法,探究扶贫改革试验区对地方基本公共服务供给水平的因果处置效应,并对其背后的作用渠道进行检验和挖掘,以期给政策制定者提供一个反馈的视角,同时为新时期总结脱贫攻坚经验、探索开放式扶贫新路径提供理论与实践依据。

1 文献述评

伴随着中国的扶贫工作由解决以基本需求短缺为特征的绝对贫困向缓解以发展差距为特征的相对贫困转变,优化民生保障体制机制成为社会建设领域的重要任务。民生财政是中国在经济社会发展转轨时期的必然选择,更是对公共财政理论的理性升华(马海涛等,2019)。民生建设不只局限于保障民众的基本生活,而是要在不断增进民生福祉的基础上,通过提升基本公共服务水平来满足人民日益增长的美好生活需要(景维民和赵爽,2021)。摆脱贫困是实现共同富裕的重要基础,中国特色社会主义制度本质上决定了中国扶贫治理是基于“共同富裕”的目标(李实和沈扬扬,2021)。贫困治理的目标是实现区域可持续发展,贫困治理应该区分经济维度的“贫”和社会维度的“困”,贫困治理不仅在于绝对贫困的消除,更在于将社会保障作为国家反贫困的基础性制度安排(郑宇,2022)。政府在增进民生福祉方面所作出的努力,通过构建规范、完整、激励相容的多层次扶贫体系,将基本公共服务纳入反贫困框架,加大了财政对

基本公共服务领域的倾斜力度(李实和杨一心,2022)。

贫困的表象是收入或消费贫困,其本质是以受教育水平和健康状况为代表的人力资本的匮乏(Bossert et al., 2013)。贫困不是单纯的缺乏客观可识别资源,而是一个多层面的集结各种矛盾的社会嵌入现象(Martin and Petersen, 2019)。根据多维贫困理论的观点,贫困的范畴不仅局限于收入层面,更体现于个体在教育、健康等维度上所面临的可行能力匮乏(Alkire and Foster, 2011)。多维贫困观念决定了现阶段扶贫方式应向着致力于满足人们更高层次的多元化需求方向转变,基本公共服务减贫与现行扶贫框架下的福利内涵具有内在的逻辑一致性(王瑜和汪三贵,2018)。基本公共服务本质上属于“投资性”支出,在“涓滴效应”下惠及贫困地区,加大公共服务供给以弥补贫困家庭人力资本投资的不足,也有利于提升贫困地区的“造血”能力(李丹等,2019)。就减贫的长效机制而言,贫困治理应以人力资本建设为重心,坚持开发式扶贫和保障性扶贫相统筹,促进外源式扶贫与内生式扶贫相结合(蒋永穆,2020)。相对贫困作为因经济社会结构转型不均衡不充分所引发的贫困现象,具有次生性、多维性和分散性的特征。这就要求相对贫困治理在微观层面上体现出针对特定贫困群体的发展需求和特殊贫困类型的扶贫政策设计(顾昕和孟天广,2015)。大规模的反贫困政策促使政府投入的扶贫资金不断增加,但伴随着公共财政支出减贫的边际效应逐渐弱化,这对中国未来的扶贫策略提出了更多挑战(Liu et al., 2020)。一方面,由于缺乏完备的自下而上的信息传导机制,带有行政指令色彩的政府导向型扶贫资源常常被扭曲性分配(郭劲光等,2019),若以教育、医疗卫生和社会保障支出代表福利性支出,其福利损失是显而易见的(尹恒和朱虹,2011)。即便政府扩大民生性财政支出,但若只注重规模而忽视结构,也会偏离基本公共服务均等化的政策初衷。另一方面,虽然保障式扶贫的作用越发凸显,但随着财政收支约束日益趋紧,大规模的保障式扶贫难以形成充裕的财政能力支撑(李小云等,2019)。

扶贫改革试验区坚持“以人民为中心”的发展理念,需要不断促进人的全面发展和全体人民共同富裕,而地方基本公共服务供给一是面向辖区内所有居民,二是能够增进民生福祉,三是具有一定的再分配效果,这些都能在促进人的全面发展和共同富裕方面发挥重要的作用(关信平,2020)。地理空间作为地方政府一个独特的制度环境,使得地方政府更具有信息优势,自然更了解本地区的居民偏好和公共服务供给成本(郭庆旺和贾俊雪,2010)。县级政府作为落实县级基本财力保障机制的责任主体,民生性支出主要由县级财政承担(袁志刚等,2022)。市场化改革的先发优势、较为合理的区域面积和行政区划、以块状经济为主体的经济空间结构以及市县平衡的发展战略,为浙江孕育出繁荣的县域经济提供了强有力的体制支撑(马斌和徐越倩,2010)。浙江经济社会的改革

与发展,既推动了地方政府职能的转变,又为浙江公共服务型政府的建立提供了可能性(郁建兴和徐越倩,2004)。就财政治理体制而言,与中国其他省份实行地市管县财政体制不同,浙江省自1982年以来一直实行的是省直管县财政体制,这被认为是浙江省县域经济发展一直处于全国领先地位的一个重要根源(贾俊雪和宁静,2015)。当然,浙江省基本公共服务不仅存在“供给不足”的问题,也存在“享受不均”的问题,而影响浙江省基本公共服务不均等的主要因素包括城乡二元体制、地区发展差异、政府间关系不顺以及财权与事权的不对等(徐越倩,2011)。扶贫改革试验区旨在积极探索扶贫开发体制机制障碍、深化扶贫开发力度的可行路径,扶贫改革试验区的设立显著促进了浙江省丽水市的收入减贫与多维减贫(张楠等,2020)。丽水市扶贫改革试验之所以能够有效开展,得益于丽水市政府以类似于“多单元嵌套”的政策试点模式,将改革试验目标落实到县域单元,以广泛动员和分工协同,层层压实了帮扶工作主体责任(王瑜,2021)。

综合来看,已有研究多着墨于扶贫政策的解读和诠释,偏重于宏观层面的战略思考。本文选取浙江省丽水市这一特定区域作为研究对象,以期从小尺度的空间单元入手,通过细致的数据分析探究扶贫政策对地方基本公共服务支出的影响。而选取浙江省丽水市的原因如下:其一,已有数篇文献聚焦经济增长议题,并就全国范围内的扶贫改革试验区进行了整体比较分析,但现有文献缺乏对特定地区的研究。考察扶贫改革试验区对地方基本公共服务供给水平的影响是基于贫困内涵所衍生的一个基本命题,但目前尚缺乏充足的经验研究支撑。其二,中西部地区的扶贫开发政策是学术研究的重要场域,地处东部的浙江省经济发展水平在全国位居前列,探析丽水市扶贫改革试验区在提升地方基本公共服务供给水平方面的成效与经验,在一定程度上有助于厘清相对贫困治理中的路径和实践转向,同时也能为建立有效的区域协调发展新机制提供决策参考。第三,有关县域层面的财政分类别项目公开统计数据比较匮乏,而《浙江年鉴》《浙江经济年鉴》《浙江财政年鉴》全面、系统、长时段地记录了浙江县域经济社会发展的基本情况,统计指标具有较好的稳定性和内容的连续性,在数据源头上有助于提升实证分析结论的可靠性。相较于已有文献,本文的创新之处主要体现在如下几个方面:第一,在主题选取方面,尚未有文章就扶贫改革试验区对地方基本公共服务供给水平的影响进行过细致研究,本文不仅是对相关研究主题的横向拓展,同样也是对现有研究视角的有益补充。扶贫改革试验区究竟在多大程度上影响了地方基本公共服务供给水平,廓清该问题对我国探寻构建适度普惠型社会福利的新路径具有较好的现实意义。第二,就研究对象而言,虽然浙江省是中国东部沿海经济较为发达的省份之一,但其县域层面的经济社会发展水平差距明显。鉴于地级市层面的数据无法体现县域间的差异,相

对于地级市层面的数据对于县(市、区)之间的回归结果是混合的平均结果,而县域层面的数据统计口径具有较好的一致性,也有助于为我们从宏观层面准确把握试点效果提供更为清晰的分析视角。第三,从实证方法来看,借助浙江省2007—2020年58个县域层面的面板数据,主要采用双重差分方法,从揭示因果关系的视角识别试验区对地区基本公共服务供给水平的作用效果。将研究区域选定为浙江省,可以保证样本内个体处于相同的政策管理制度框架内,改善了那些跨地区数据研究中存在的制度、文化差异带来的异质性问题。第四,在所得结论方面,扶贫改革试验区显著提升了地方基本公共服务供给水平,经过一系列稳健性检验之后,所得结论依旧成立。丽水市作为浙江省经济相对欠发达的地区,既具备中国东部沿海省份的地域特征,又具备中西部地区的贫困特点。作为扶贫改革试验区的一个缩影,丽水市在此过程中的实践经验,有助于为经济发达地区和欠发达地区未来扶贫的发展方向和扶贫路径优化提供有益借鉴。

本文剩余部分的结构安排:第2部分为作用渠道分析,并提出相应的研究假说;第3部分在简要介绍制度背景后,进行相应的研究设计、指标阐释与识别策略分析;第4部分在汇报基础实证回归结果之后,进行多个视角的稳健性检验;第5部分为作用渠道分析与异质性分析;第6部分是结论与对策建议。

2 作用渠道分析与研究假说

政府在基本公共服务供给中承担主导和兜底职能,特别是当民众对公共品的需求存在辖区间的差异时,由地方政府来供给基本公共服务更能满足辖区间居民的异质性偏好。扶贫改革试验区的设立,有助于发挥地方政府利用自身所具有的信息优势以及所掌握的经济管理权限,调动地方政府提升基本公共服务供给水平的积极性。而之所以关注县域财政收入与财政支出的状况,很大程度上是因为教育、医疗等基本公共服务供给主要依赖于县级政府(周黎安和陈伟,2015)。作为经济相对欠发达的扶贫改革试验区,地方政府间竞争和预算软约束导致的基本公共服务供给水平提升可能会加剧地方政府的财政收支缺口。就财政收支活动的范围和内容而言,地方财政收支决策的内涵可以从两个层面进行诠释。在地方财政收入方面,集中表现为地方的税收行为,在地方财政支出方面,则主要表现为地方财政支出项目的安排。

扶贫改革试验区的设立促使地方政府优先安排预算用于基本公共服务,并确保基本公共服务与财力状况相匹配、同基本公共服务需求相适应。扶贫工作强化了财政扶贫资金用于人力资本投资的约束,为贫困地区居民的人力资本提升提供了机遇(范子英和高跃光,2019)。要促使地方政府有效执行上级意志需

要设置明确而足够的激励机制,实现国家的目标与地方的利益偏好相契合(贺东航和孔繁斌,2019)。地方政府对教育、医疗等基本公共服务的财政支出,主要源自上级政府的转移支付和地方政府的自有税收。在税收收入功能层面,地方公共服务对本地居民生活水平的改善力度越强,地方政府的最优税率越大(金戈和林燕芳,2020)。为更好地满足居民的公共服务需求,县级政府需借助更多的收入用于民生性公共服务的融资,由此倾向于提高税收努力,扩大自有财力规模(龚锋等,2019)。刚性的支出需求造成的财政压力扩大会对地方政府的征税行为产生影响,并倒逼地方政府提高税收征管力度(赵永辉等,2020)。相对有限的自有收入与较大支出责任的现实困境,促使县级政府在制定财政预算时,要充分确定合理的财政负担水平。综合来看,扶贫改革试验区的设立,在一定程度上会加剧由事权与财权的不对称所造成的地方政府财政压力,并激励地方政府进一步拓宽基本公共服务的筹资渠道。而税收作为公共服务融资的主渠道,理应发挥为基本公共服务提供财力保障的作用。基于上述分析,提出研究假说1。

假说1:扶贫改革试验区的设立,促使地方政府积极进行财政预算调整,在坚持“量入为出、以收定支”的预算平衡规则的同时,通过主动承担较大的财政收支压力,并进一步借助税收努力,以此达到提高基本公共服务供给水平的目的。

财政支出是财政收入的归宿,不仅能够反映政府政策的选择,还可以体现政府活动的方向和范围(姚东旻等,2020)。优化公共支出结构的过程是地方政府积极回应社会公共需求的过程,同时还表明地方政府治理能力的不断提高(刘伟奇等,2021)。地方政府作为公共产品的主要供给主体,清晰的政府间事权与支出责任划分是约束并引导地方政府供给合意的公共产品的客观制度基础。尽管重点支出领域不再要求与生产水平和财政收支挂钩,使得地方政府在公共服务领域的支出少了一层约束,但“脱钩”并不意味着减少投入(詹新宇和王蓉蓉,2022)。在过“紧日子”的财政压力环境下,地方政府往往会减少某部分支出去支持重点支出活动,倾向于通过“轻民生、重建设”的方式“开源节流”,从而造成基层公共品供给不足(吴敏和周黎安,2020)。过低的财政自给能力将扭曲地方政府的财政行为,不利于地方政府公共服务能力的提升。只有将县级财政负担控制在适度范围内,才能够充分发挥其对公共服务的贡献(张同斌和张敏晗,2018)。当县级政府面临较大的财政压力时,应该从激励入手,把公共服务供给纳入地方政府的考核指标,进而改善地方政府在公共服务领域的 deficit 问题(余靖雯等,2018)。建立公共财政体制的核心在于增强财政的回应性,这对于直接面对居民公共物品需求的地方财政尤为重要,而地方财政支出中的福利性支出占比,是财政回应性的有效代理变量(尹恒和杨龙见,2014)。基于上述分析,提出研究假说2。

假说 2: 扶贫改革试验区的设立,促使地方政府完善财政预算管理制度,在坚持“量力而行、尽力而为”原则的同时,强化预算约束,树立民生性财政支出倾向,优化公共支出规模和结构,以此达到提高基本公共服务供给水平的目的。

3 政策背景与研究设计

3.1 政策背景简介

东部地区无论在经济发展、地理位置,还是制度环境等方面都明显强于中西部地区,区域经济发展水平的差异性决定了东部地区率先迈入相对贫困治理阶段。为因地制宜地探索扶贫开发新模式,国务院扶贫开发领导小组在 2013 年、2015 年和 2019 年先后在辽宁省阜新市、浙江省丽水市、广东省清远市、江苏省宿迁市、山东省淄博市、福建省三明市、内蒙古自治区赤峰市批复设立 7 个国家扶贫改革试验区。从《关于设立扶贫改革试验区的意见》(国开发〔2013〕1 号)的内容来看,为保证试验区政策顺利推行,国家扶贫改革试验区所属省级政府应加大基础设施建设、公共服务建设并提供相应的专项扶贫资金支持。扶贫改革试验区通过先行先试,创新扶贫方式,提升自我发展能力,因地制宜地探索区域减贫长效机制和开放式扶贫新路径。

丽水市位居浙江省西南方,是一个集边界、民族、山区、贫困“四位一体”的地区。在浙江的经济地理版图中,既有以丽水、衢州为代表的腹地版块,也有以杭州、宁波、温州为代表的沿海版块。由于经济发展的不平衡不充分,浙江省的贫困状况具有明显的地域性特征。2013 年浙江省政府印发的《浙江省主体功能区规划》显示,丽水市所辖的县级行政区均属于省级重点生态功能区或省级生态经济地区。“九山半水半分田”的丽水市,一直以来都把“脱贫攻坚”工作作为全面建成小康社会的突出短板。在 2013 年入选国家扶贫改革试验区后,丽水市委、市政府成立扶贫改革试验工作领导小组,出台《全面推进扶贫改革试验的实施意见》,积极指导和参与各县(市、区)的相关改革试验工作。通过制定《丽水市扶贫开发体制创新试验任务分解表》,既确保了改革试验总体实施方案的顺利推进,也调动了地方的积极性和创造性。丽水市在发展地方经济的基础上,在实践探索中总结提炼出“增加农民收入、提升民生水平和增强内生功能”的总体目标,着眼于让低收入群体拥有与社会进步相适应的教育、医疗条件和社会保障。在国家扶贫改革试验区建设本身就具有很强地方性知识特征的情形下,探究具体时空条件下浙江省丽水市扶贫改革试验区的经验成效,既有助于丰富贫困治理的理论建构与实践探索,也有助于为解析政府的空间干预政策

提供一个独特的观测样本。

3.2 计量模型设定

一般而言,国家扶贫改革试验区在何时、何地进行政策试点,对于县级政府而言可以认为是外生的。因为单个县(市、区)对地级市经济状况的影响相对有限,县域层面的基本公共服务供给水平在试验区设立前的变化趋势无法预测政策试点的发生,因此可以认为设立扶贫改革试验区对县级政府的基本公共服务供给水平是一种外生冲击。接下来,将浙江省丽水市下辖的 8 个县(市、区)作为实验组,浙江省其他地级市下辖的 50 个县(市、区)作为控制组。进一步将 2007—2020 年浙江省 58 个县(市、区)划分为 4 组子样本,即试验区设立前、后的实验组,试验区设立前、后的控制组。通过设置 D 和 T 两个地区、时间虚拟变量区别上述 4 组子样本,其中, $D=1$ 表示扶贫改革试验区的试点县(市、区),反之 $D=0$ 。 $T=1$ 表示扶贫改革试验区设立后的年份,反之 $T=0$ 。依据明确的样本分类界定,将 DID 方法的基准回归模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1(D_i \times T_t) + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 表示第 i 个县(市、区)和第 t 年, Y_{it} 表示地方基本公共服务供给水平, Z_{it} 为控制变量, μ_i 为控制了各个县(市、区)固有的特征,以此达到排除县域层面不随时间变化的不可观测因素对回归结果可能造成的干扰。 η_t 为控制了共同时间趋势,以此达到排除随时间变化的不可观测因素对回归结果可能造成的干扰。 ε_{it} 为随机扰动项。从基准回归模型可知,扶贫改革试验区设立对试点县(市、区)基本公共服务供给水平的净效应为系数 β_1 。需要注意的是, β_1 的无偏估计取决于两个条件。第一个条件是回归因子 $D_i \times T_t$ 与误差项 ε_{it} 不相关,即条件均值独立性假设。第二个条件是不存在从实验组到控制组的溢出。作为本文的关键参数,若 β_1 显著为正值,则说明扶贫改革试验区有效提升了地方基本公共服务供给水平。

表 1 为浙江省丽水市扶贫改革试验区实验组与控制组的地区划分。一般而言,虽然地级市的市辖区也是县级行政单位,但在经济结构和自主权等方面均与县、县级市存在明显差异,目前各类别年鉴所公布的市辖区的统计数据也不完整,因此浙江省各地级市的市辖区没有与县、县级市一同纳入本文的研究范围。鉴于杭州市的富阳区(2014 年富阳市变更为富阳区)、临安区(2017 年临安市变更为临安区)、宁波市的奉化区(2016 年奉化市变更为奉化区)、温州市的洞头区(2015 年洞头口县变更为洞头区)、绍兴市的柯桥区(2013 年绍兴县变更为柯桥区)、上虞区(2013 年上虞市变更为上虞区)之前均为县、县级市,其相应的数据资料也较为完整,本文将其一并纳入到相应的数据分析之中。

表 1 浙江省丽水市扶贫改革试验区实验组与控制组的地区划分

地级市	纳入分析的县(市、区)
杭州市	富阳区、临安区、桐庐县、淳安县、建德市
宁波市	奉化区、象山县、宁海县、余姚市、慈溪市
温州市	洞头区、永嘉县、平阳县、苍南县、文成县、泰顺县、瑞安市、乐清市
湖州市	德清县、长兴县、安吉县
绍兴市	柯桥区、上虞区、新昌县、诸暨市、嵊州市
金华市	武义县、浦江县、磐安县、兰溪市、义乌市、东阳市、永康市
衢州市	常山县、开化县、龙游县、江山市
台州市	三门县、天台县、仙居县、温岭市、临海市、玉环市
嘉兴市	嘉善县、海盐县、海宁市、平湖市、桐乡市
舟山市	岱山县、嵊泗县
丽水市	青田县、缙云县、遂昌县、松阳县、云和县、庆元县、龙泉市、景宁族自治县

3.3 指标选取

在被解释变量方面,教育、医疗卫生、社会保障与就业这三项支出和民众的基本生存与发展需求密切相关,最能体现地方政府在民生领域中的投入情况。本文以人均的统计指标为蓝本,分别选取人均教育支出(pedu)、人均医疗卫生支出(pmed)、人均社会保障和就业支出(psec),从不同维度衡量地方基本公共服务供给水平。三个指标依次用财政教育支出、医疗卫生支出、社会保障和就业支出除以地区总人口来表示,单位均为元/人。人均基本公共服务支出(ppub)以上述三个统计口径一致的指标的数值之和来表示。

在控制变量方面,本文以县域的人均地区生产总值(万元)表示经济发展水平(pgdp);以第二、三产业增加值之和占地区生产总值的比重(%)表示非农产业发展水平(noag);以 60 岁以上人口占地区总人口的比重(%)表示人口老龄化(old);以普通中学在校生人数占地区总人口的比重(%)表示人力资本水平(human);以非农就业人口占地区总人口的比重(%)表示人口城镇化(urban);以固定资产投资总额占地区生产总值的比重(%)表示固定资产投资水平(invest);以出口总额(按当年汇率换算成人民币)占地区生产总值的比重(%)表示对外开放度(trade);以居民储蓄存款年末余额占地区生产总值的比重(%)表示储蓄率(save)。

3.4 数据来源与描述性统计

基于数据统计口径的一致性原则,本文将研究时段设定为 2007—2020 年,其中 2013 年为扶贫改革试验区政策的时间节点。将数据起始年份选定为 2007 年的原因是,经国务院批准,政府收支分类改革于 2007 年全面实施。2007 年的政府预算收支科目较 2006 年的统计口径进行了调整,为保证统计指标的连贯性,相应指标均从 2007 年开始统计,而最新的 2021 年《浙江财政年鉴》公布的数据为

2020 年。所有数据来自历年《浙江财政年鉴》《浙江统计年鉴》和《中国县(市)社会经济统计年鉴》,部分地区在个别年份的缺失值借助地方国民经济和社会发展统计公报的数据加以补充。表 2 给出了各变量的数据说明与描述性统计。

表 2 指标说明与描述性统计

变量名称	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ppub	人均基本公共服务支出/(元/人)	812	3122.3	1819.5	569.58	10186
pedu	人均教育支出/(元/人)	812	1622.0	792.80	409.49	4355.7
pmed	人均医疗卫生支出/(元/人)	812	715.05	494.94	56.520	2970.4
psec	人均社会保障和就业支出/(元/人)	812	785.21	625.81	68.810	3381.9
pgdp	经济发展水平/(万元/人)	812	5.8185	2.9423	0.7300	17.130
noag	非农产业发展水平/%	812	91.726	4.6359	69.750	98.690
old	人口老龄化/%	812	18.990	3.9852	11.750	36.170
human	人力资本水平/%	812	4.6596	0.9604	2.2500	7.8100
urban	人口城镇化/%	812	53.587	9.6355	28.160	80.850
invest	固定资产投资水平/%	812	60.280	24.054	19.900	194.94
trade	对外开放度/%	812	28.568	22.892	1.0300	203.03
save	储蓄率/%	812	75.753	30.201	25.480	250.95

4 实证检验

4.1 基于 DID 方法进行回归分析

利用 DID 方法进行实证分析时,为控制宏观层面随时间变化以及不随时间变化的不可观测因素对估计结果可能造成的影响,回归时控制县域个体固定效应、年份固定效应以及县域-年份联合固定效应。同时为尽可能缓解潜在的序列相关和异方差问题,回归分析的标准误均聚类到县域层面。估计结果如表 3 所示,在不加入控制变量时,人均基本公共服务支出(ppub)和三个子项的政策虚拟变量与时间虚拟变量的交互项($D \times T$)估计系数分别为 653.1、158.0、231.6 和 263.4,且均通过了 1%的显著性检验。引入一系列控制变量后,模型的拟合优度 R^2 有所提升,模型的整体解释力更强。同时核心解释变量($D \times T$)的系数值有所变动,但数值符号和显著性水平没有发生实质性变化,回归系数均在 1%的置信水平下显著。就政策影响的平均值而言,扶贫改革试验区使得实验组的人均基本公共服务支出较控制组地区提升 748.3 元,人均教育支出提升 174.4 元,人均医疗卫生支出提升 251.9 元,人均社会保障和就业支出提升 322.0 元。从三个子项的回归系数大小比较来看,试验区对人均社会保障和就业支出的提升效果更佳。从控制变量的估计系数来看,经济发展水平(pgdp)对各个被解释变量均有正向显著的影响,这与直觉是相符的,意味着较高的经济发展水平与

较高的基本公共服务供给水平密切相关。从回归系数来看,人口城镇化(urban)也与基本公共服务供给水平具有方向的一致性。就其他的控制变量而言,人口老龄化(old)、人力资本水平(human)、对外开放度(trade)等指标对不同类别的基本公共服务支出也具有较为显著的影响。

表 3 试验区对地方基本公共服务供给水平的基准回归

	ppub	ppub	pedu	pedu	pmed	pmed	psec	psec
$D\times T$	653.1 ^{***} (119.5)	748.3 ^{***} (104.1)	158.0 ^{***} (53.86)	174.4 ^{***} (49.18)	231.6 ^{***} (39.75)	251.9 ^{***} (36.40)	263.4 ^{***} (53.23)	322.0 ^{***} (50.77)
pgdp		145.0 ^{***} (28.21)		51.67 ^{***} (13.99)		66.59 ^{***} (11.60)		26.76 [*] (15.48)
noag		-13.93 (15.35)		-20.32 ^{***} (5.270)		-7.706 (7.507)		14.09 [*] (7.803)
old		116.7 ^{***} (23.89)		29.51 ^{***} (9.752)		11.04 (8.874)		76.19 ^{***} (13.54)
human		66.76 ^{**} (31.58)		18.03 (29.60)		36.15 ^{**} (16.65)		12.59 (24.83)
urban		73.68 ^{***} (10.99)		48.36 ^{***} (4.997)		20.96 ^{***} (3.893)		4.360 (5.914)
invest		1.000 (1.096)		-1.583 ^{***} (0.446)		0.601 (0.478)		1.982 ^{***} (0.615)
trade		2.082 ^{***} (0.786)		3.430 ^{***} (0.589)		-0.183 (0.510)		-1.165 ^{***} (0.385)
save		-0.360 (2.085)		-3.019 ^{***} (1.022)		1.746 ^{**} (0.748)		0.913 (1.003)
_cons	-289.7 (215.2)	-390.2 [*] (205.2)	152.2 (109.6)	304.6 ^{***} (109.9)	-186.7 ^{***} (68.14)	-198.8 ^{***} (67.11)	-156.0 (200.9)	-289.7 (215.2)
县域	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县域×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
实验组	112	112	112	112	112	112	112	112
控制组	700	700	700	700	700	700	700	700
N	812	812	812	812	812	812	812	812
Adj. R ²	0.947	0.963	0.932	0.955	0.908	0.922	0.888	0.905

注:括号内的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,受版面所限,下表中的控制变量、县域、年份、县域×年份都加以控制,但未予以展示,不再赘述。

4.2 平行趋势检验与动态效应分析

DID方法的一个应用前提是要满足平行趋势假定,为进一步分析试验区随时间变化的动态效应,在此借助事件分析法(Event study)来捕捉试验区对地方

基本公共服务供给水平的长时段影响。通过引入 2007—2020 年的时间虚拟变量,以试验区设立的前一年(2012 年)为基准,研究试验区在其他年份相对于基准年份的逐期效应,模型设定如下:

$$Y_{i,t+k} = \beta_0 + \lambda_{t+k} \sum_{k=-6, k \neq -1}^{k=7} D_i \times \text{Year}_{t+k} + \beta_2 Z_{i,t+k} + \mu_i + \eta_{t+k} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Year_{t+k} 为年份的虚拟变量, $D_i \times \text{Year}_{t+k}$ 表示政策虚拟变量与年份虚拟变量的交乘项, $t=0$ 表示取值为政策实施当年 2013 年, 2007—2012 年分别为政策实施之前各年度 ($t-6$ 至 $t-1$), 2014—2020 年分别为政策实施之后各年度 ($t+1$ 至 $t+7$)。 λ_{t+k} 为核心解释变量的系数, 是基准年份的相对值。根据 λ_{t+k} 在第 $t+k$ 年的显著性识别模型是否满足平行趋势假定和政策的动态效应。

图 1 的空心点表示每一年份相对于基准年份的估计系数, 垂直的虚线表示估计系数在 95% 置信区间的上、下限。可以看出, 在试验区设立之前, 回归系数所对应的时间趋势图是比较平缓的, 没有表现出明显的变化趋势, $t-6$ 至 $t-2$ 期的核心解释变量 λ_{t+k} 的系数估计值在 95% 的置信区间均逐渐趋向于 0 轴, 且不具有统计显著性。这表明实验组和控制组不存在事前的系统性差异, 同样也意味着本文所构建的准自然实验模型能够满足平行趋势假定, 进一步佐证了将试验区视作外生政策冲击具有合理性。在试验区设立之后, 随着时间的推移, 估计系数位居 0 轴以上且在 95% 的置信区间显著异于 0, 意味着试验区对试点地区的基本公共服务供给水平具有明显的正向影响。就政策时效性而言, ppub 、 psec 的系数值在政策实施初期就表现出高度的显著性, 而 pedu 、 pmed 的系数值虽然总体呈上升趋势, 但到政策实施后的第 2、3 年才开始显著, 说明其政策效果可能需要一段时间累积才能明显展现。动态效应图提供了平行趋势检验成立的可视化证据, 因此采用 DID 方法的估计结果可作因果意义上的解释。

4.3 稳健性检验

鉴于由上述可观测数据的回归分析所得的因果推断, 暂且没有比稳健性检验更好的方法能够提高其有效性。为从基准回归模型中获得更为精细的因果推断结论, 在条件允许的情况下, 稳健性检验扮演着一种改进的角色。需要注意的是, 潜在的模型不确定性(model uncertainty)具有多重维度, 并且在各个维度上又存在多重设定选择。因此, 稳健性检验不是一种具体的估计方法。接下来通过引入不同类型的稳健性检验, 以期进一步提升基准模型估计所得的有效推断。

4.3.1 排除其他遗漏变量的干扰

借鉴 Nunn and Wantchekon(2011)的方法, 检验模型中是否具有明显的遗漏变量偏误问题, 其基本逻辑是, 相较于模型中已控制变量的影响程度, 未观测变量的影响程度为多大时, 将会导致参数估计存在明显的偏误。模型表达式如下:

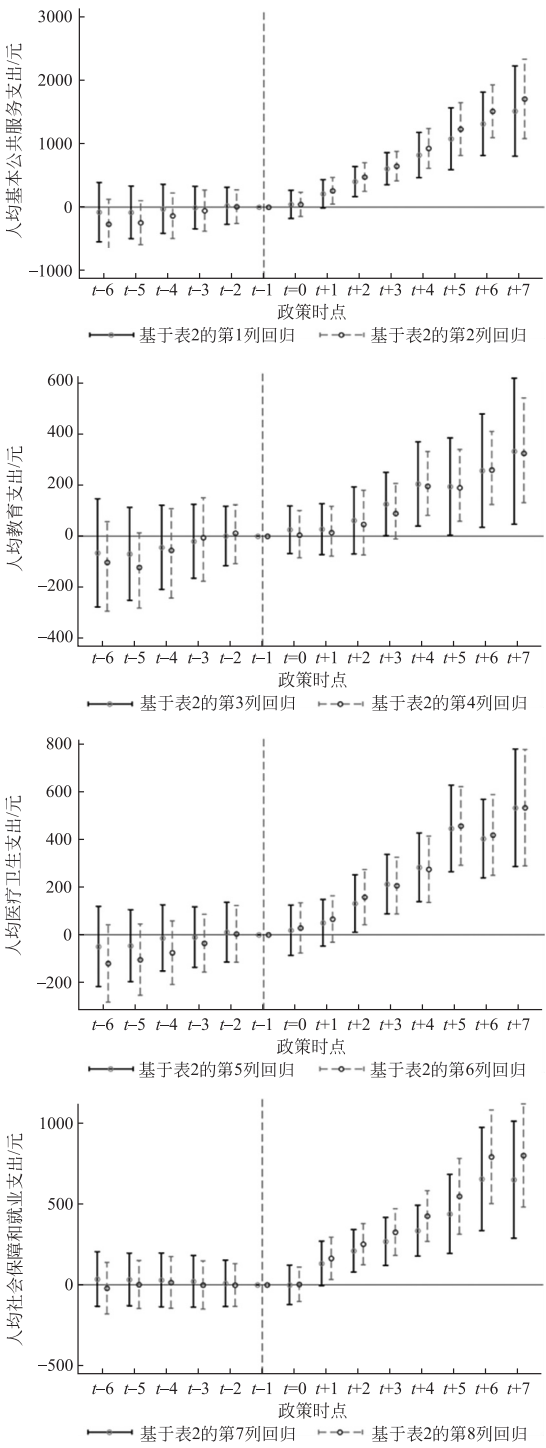


图1 试验区政策效果的平行趋势检验与动态效应

$$Y_{it} = \beta_0^R + \beta_1^R (D_i \times T_t) + \phi Z_{it}^R + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \beta_0^F + \beta_1^F (D_i \times T_t) + \phi Z_{it}^R + \gamma Z_{it}^F + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)中,所涉及的变量为核心解释变量 $D \times T$ 和限定控制变量 Z^R ,式(4)中,进一步引入其他可观测的控制变量 Z^F 。根据两式中各变量的系数估计值构建系数比率表达式 $|\hat{\beta}_1^F/(\hat{\beta}_1^R - \hat{\beta}_1^F)|$ 。当 $|\hat{\beta}_1^R - \hat{\beta}_1^F|$ 的差值较小时,意味着与只引入 Z^R 的式(3)相比,式(4)中在引入新的可观测变量 Z^F 之后,核心解释变量 $D \times T$ 的估计值依旧保持稳定。当 $|\hat{\beta}_1^R - \hat{\beta}_1^F|$ 的差值越小时,只有在不可观测变量较 Z^F 对地方基本公共服务供给水平的影响更大的情形下,才可能导致 $D \times T$ 的参数估计值 $\hat{\beta}_1^F$ 存在明显的估计偏误。此外,当 $\hat{\beta}_1^F$ 较大、系数相对比率也较大时,意味着不可观测变量对地方基本公共服务供给水平的影响更为明显时,才会导致 $\hat{\beta}_1^F$ 出现估计偏误。由此可见,系数相对比率的大小在一定程度上可以捕捉 $\hat{\beta}_1^F$ 是否存在因遗漏变量而造成的估计偏误问题。接下来设置三组限定控制变量 Z^R 。考虑相关变量的显著性,首先不引入任何控制变量,然后引入三组不同的限定控制变量进行比较分析。表 4 给出了四组限定控制变量以及全部控制变量组的 $D \times T$ 系数估计值的相对比率。按照 Nunn and Wantchekon(2011)的判定标准,当比率值大于 1 时,基本可以认为参数估计不存在较为明显的遗漏变量偏误。从表 4 中不同组合下变量 $D \times T$ 回归系数变化的比率值来看,所构建的模型不存在较为明显的遗漏重要解释变量的问题,也基本可以排除由遗漏变量造成的参数估计偏误问题。

表 4 不同组合下变量 $D \times T$ 回归系数变化的比率值

政策效应		限定控制变量 (Z^R)	控制变量 ($Z^R + Z^F$)	比率值	是否通过检验
ppub	$D \times T$	不引入控制变量	引入全部控制变量	2.940	通过
		控制 pgdp、urban、trade	引入全部控制变量	2.400	通过
		控制 noag、invest、save	引入全部控制变量	9.679	通过
		控制 noag、invest、human、trade、save	引入全部控制变量	6.279	通过
pedu	$D \times T$	不引入控制变量	引入全部控制变量	1.385	通过
		控制 pgdp、urban、trade	引入全部控制变量	6.572	通过
		控制 noag、invest、save	引入全部控制变量	4.856	通过
		控制 noag、invest、human、trade、save	引入全部控制变量	2.596	通过
pmed	$D \times T$	不引入控制变量	引入全部控制变量	1.550	通过
		控制 pgdp、urban、trade	引入全部控制变量	0.644	不通过
		控制 noag、invest、save	引入全部控制变量	2.971	通过
		控制 noag、invest、human、trade、save	引入全部控制变量	2.146	通过
psec	$D \times T$	不引入控制变量	引入全部控制变量	1.536	通过
		控制 pgdp、urban、trade	引入全部控制变量	2.833	通过
		控制 noag、invest、save	引入全部控制变量	11.79	通过
		控制 noag、invest、human、trade、save	引入全部控制变量	7.659	通过

鉴于表3中各回归模型的 R^2 均较高,同时考虑到不应将 R^2 作为判定一个变量是否应该纳入模型的依据,因此在对系数进行敏感性分析时,也未对 R^2 所反映的信息加以辨识。需要注意的是,既然控制变量的数目与 R^2 的大小相关,那么将遗漏变量的方差变动与控制变量的方差变动进行比较,定义一个比例系数 $\delta \times \frac{Cov(D_i \times T_i, Z_{it})}{Var(D_i \times T_i)} = \frac{Cov(D_i \times T_i, X_{it})}{Var(D_i \times T_i)}$ 。其中, $D_i \times T_i$ 为核心解释变量, Z_{it} 为控制变量, X_{it} 为潜在的遗漏变量。Oster(2019)认为由核心解释变量与控制变量的关系可以推导出核心解释变量与遗漏变量的关系。具体来看,核心解释变量($D \times T$)的估计系数 β_1 可能存在的偏差大小不仅取决于模型中已控制变量对 β_1 的影响,还取决于模型中已控制变量对被解释变量的解释能力相对于遗漏变量对被解释变量的解释能力。因此,即使在估计系数 β_1 相对稳定的情形下,如果遗漏变量对被解释变量的解释能力远大于模型中已控制变量对被解释变量的解释能力,那么核心解释变量的估计系数 β_1 依旧可能存在较大的偏差。遵循这一检验方法,获得 β_1 的一致估计量需要设定两个关键参数 δ 和 $R_{\max}$ 。其中, δ 定义了遗漏变量相较于模型中已控制变量的重要性, $|\delta|$ 的取值范围为 $[0,1]$,由于模型中的控制变量是基于它们是最为重要的相关因素这一判断而作出的选择。换言之,遗漏变量对估计结果的影响不太可能比模型中已控制变量的影响还大。在 $|\delta|=1$ 的情形下,可视作为遗漏变量引起的变动等价于控制变量引起的变动,即遗漏变量与模型中已加以控制的变量同样重要。在 $|\delta|<1$ 的情形下,可视作为遗漏变量引起的变动强度在较小的范围内便可以与模型中已加以控制的变量引起的变动等价,这也意味着模型可能存在较为明显的遗漏变量偏误问题。在 $|\delta|>1$ 的情形下,可视作为遗漏变量引起的变动强度需要扩大多少倍才能等同于控制变量引起的变动。一般而言, $|\delta|>1$ 意味着模型中出现遗漏变量偏误问题的可能性较小。 $R_{\max}$ 度量了模型中已控制变量和遗漏变量对被解释变量的解释程度。如果被解释变量没有测量误差, $R_{\max}$ 应该趋向于1,且不会小于 R^2 。当然,在对被解释变量的影响因素分析过程中可能存在一些测量误差,并且这些误差不能完全由模型中已控制变量和遗漏变量来解释,故模型的最大拟合优度 $R_{\max}$ 应当是小于1的。Oster(2019)借助数值模拟给出了 $R_{\max}$ 的有效边界,即 $R_{\max} = 1.3 \times R^2$ 。按照表3中所展现的 R^2 ,最大拟合优度 $R_{\max}$ 即便数值为1,仍尚未达到1.3倍的经验值。接下来将主要通过检验 δ 的取值范围来呈现实证结果的稳健性。表5中假定 $R_{\max}$ 的取值依次为0.98、0.99、1.00,并计算在 $\beta_1=0$ 时所对应的 δ 的数值。综合对比来看, δ 在不同情形下的取值均大于等于1.5。也就是说,遗漏变量产生的影响至少1.5倍于模型中已控制变量才能够使得 $\beta_1=0$,而对比表3中的 R^2 ,这一情形是极不可能出现的。因此,潜在的遗漏变量问题没有对表3中的基准回归结果产生明显的影响。

表 5 遗漏变量的敏感性检验

	表 3 中 R^2 的数值	$R_{\max}$ 的不同赋值	判断标准	实际计算结果	是否通过检验
ppub	$R^2=0.966$ Adj. $R^2=0.963$	$R_{\max}=0.98$	$ \delta >1$	$\delta=6.208$	通过
		$R_{\max}=0.99$	$ \delta >1$	$\delta=3.915$	通过
		$R_{\max}=1.00$	$ \delta >1$	$\delta=2.859$	通过
pedu	$R^2=0.959$ Adj. $R^2=0.955$	$R_{\max}=0.98$	$ \delta >1$	$\delta=3.138$	通过
		$R_{\max}=0.99$	$ \delta >1$	$\delta=2.146$	通过
		$R_{\max}=1.00$	$ \delta >1$	$\delta=1.630$	通过
pmed	$R^2=0.928$ Adj. $R^2=0.922$	$R_{\max}=0.98$	$ \delta >1$	$\delta=1.970$	通过
		$R_{\max}=0.99$	$ \delta >1$	$\delta=1.670$	通过
		$R_{\max}=1.00$	$ \delta >1$	$\delta=1.448$	通过
psec	$R^2=0.914$ Adj. $R^2=0.905$	$R_{\max}=0.98$	$ \delta >1$	$\delta=1.875$	通过
		$R_{\max}=0.99$	$ \delta >1$	$\delta=1.643$	通过
		$R_{\max}=1.00$	$ \delta >1$	$\delta=1.462$	通过

4.3.2 对潜在的样本异常值、模型设定偏误进行检验

(1) 变更样本时间窗口。由于基准估计的样本期是 2007—2020 年,而试验区设立的时间是 2013 年,政策实施前后均具有较长的时段。为避免时间跨度过长而囊括其他可能的政策干扰对估计结果造成的偏差,在此将时间限定在 2011—2015 年的“十二五”时期,即政策实施的前两年和后两年,以考察试验区对地方基本公共服务供给水平的短期效应。从结果来看,估计系数的大小和显著性水平较表 3 有所差异,但政策的积极效果未受到研究时段选择的影响。

(2) 为避免潜在奇异值对基准估计结果造成干扰,将所有连续变量在前后各 1% 的水平上进行缩尾处理。从结果来看,试验区对地方基本公共服务供给水平的正向影响依然显著。

(3) 行政区划调整。在样本期间,浙江省县级行政区划持续进行调整。为保证数据前后可比,剔除了实施“县改区、市改区、县改市”的地区,例如,柯桥区(2013 年县改区)、富阳区(2014 年市改区)、临安区(2017 年市改区)、奉化区(2016 年市改区)、洞头区(2015 年县改区)、上虞区(2013 年市改区)、玉环市(2015 年县改市),综合来看,上述经历过行政区划调整的地区均为控制组样本。“县改市”虽然行政级别不变,但县级市属于“城市”序列。“县改区、市改区”是将县、市改设为市辖区,属于市级“权力”范围的扩张。作为城市扩容的重要途径,“县改区、市改区、县改市”都将使其基本公共服务供给水平按照行政区划调整的要求进行改变。剔除行政区划调整样本后,所得结论与基准回归结果相差不大。

(4) 作为省会城市的杭州、副省级城市的宁波在行政管理、财政状况和政策支持等方面与浙江省其他地级行政区有所差异,因此在样本中进一步删除杭州和宁波的 10 个县(市、区)。回归结果依次为 622.6、146.9、239.2、236.5,且均通过 1% 或 5% 的显著性检验。

(5) 考虑到丽水市的景宁县为浙江省唯一的少数民族自治县,中央财政通

常会通过部门预算、转移支付等渠道,支持和促进民族地区经济社会发展,因此进一步剔除少数民族自治县。观察可知,回归系数与基准回归结果的大小、符号和显著性水平均较为接近。

(6) 引入单差法排除由时间序列相关性所导致的偏误。DID 方法所使用的数据有较大的可能性具有序列相关问题,而序列相关往往会将估计量的标准误低估,进而使得 t 统计量的取值偏大。就此,Bertrand et al. (2004)提出了时间序列信息忽略法,即在估计和计算标准误差时忽略时间序列分量,对政策冲击前后的数据进行平均处理以解决这一问题。根据时间序列信息忽略法的要求,对 2007—2012 年的各变量取均值作为 DID 模型的第 1 期数据,对 2013—2020 年的各变量取均值作为 DID 模型的第 2 期数据。从结果来看,人均基本公共服务支出(ppub)和两个子项(pmed、psec)的估计系数分别为 988.2、353.0、432.7,且均在 1%或 5%的水平上显著,而尽管 pedu 的交互项系数为 202.5,但未通过相应的显著性检验。综合来看,通过时间序列信息忽略法消除样本的时间序列相关性之后,估计结果仍然保持稳健。

(7) 控制城市-时间联合固定效应。在基准回归模型中,尽管控制了县域、年份固定效应以及县域-年份联合固定效应,但未考虑各城市随时间变化因素的影响。由于部分城市可能会在不同年份围绕着基本公共服务内容出台与之相应的政策文件,各城市在不同时间段对基本公共服务的关注程度也会有所差异,这都可能影响到地方基本公共服务供给水平。对此,在基准回归模型的基础上,进一步引入地级市与年份的交互项,以控制地级行政区层面随时间变化的不可观测特征,以缓解由不同城市的潜在异质性所引起的遗漏变量问题。从结果来看,在控制了城市-时间联合固定效应后,试验区仍然显著提升了地方基本公共服务供给水平。

(8) 考虑到试验区未必能立即产生政策效果,同时为避免联立方程偏误,对所有控制变量进行滞后一期处理。从表 6 第(8)列的估计系数来看,政策效果不仅具有统计意义,同时还具有显著的经济意义,试验区对地方基本公共服务供给水平有显著的正向影响。

表 6 样本异常值和模型设定偏误检验

	选取时段 2011—2015	连续变 量缩尾 1%	剔除区 划调整 地区	剔除 杭州、 宁波	剔除 少数 民族县	单差法 检验	控制城 市-时 间效应	控制变 量滞后 一期
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ppub	$D \times T$	220.3 *** (75.30)	703.1 *** (96.74)	829.1 *** (106.6)	622.6 *** (110.7)	704.0 *** (109.1)	988.2 *** (323.5)	891.8 *** (101.7)
	—cons	-341.6 (295.1)	-196.2 (302.7)	-182.8 (236.8)	-348.3 *** (118.1)	-344.9 * (204.8)	360.0 (323.2)	203.0 (212.9)
	N	290	812	714	672	798	116	812
	Adj. R^2	0.975	0.967	0.968	0.967	0.966	0.982	0.968
								754

续表

		选取时段 2011—2015	连续变 量缩尾 1%	剔除区 划调整 地区	剔除 杭州、 宁波	剔除 少数 民族县	单差法 检验	控制城 市-时 间效应	控制变 量滞后 一期
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
pedu	$D \times T$	51.89 (31.72)	186.8 *** (43.40)	248.0 *** (42.74)	146.9 ** (58.26)	165.7 *** (51.63)	202.5 (157.1)	276.2 *** (40.60)	179.0 *** (50.66)
	_cons	-195.0 (214.2)	393.1 (280.1)	210.5 ** (109.2)	-251.3 (202.5)	294.8 (184.7)	192.28 (216.6)	338.1 ** (169.4)	240.1 * (141.4)
	N	290	812	714	672	798	116	812	754
	Adj. R^2	0.973	0.962	0.963	0.957	0.954	0.978	0.964	0.960
pmed	$D \times T$	34.78 (28.67)	238.5 *** (34.70)	249.6 *** (39.38)	239.2 *** (37.99)	226.1 *** (37.40)	353.0 *** (99.88)	263.2 *** (38.04)	249.4 *** (39.49)
	_cons	-310.9 ** (153.7)	-185.9 * (111.7)	-252.8 * (134.2)	-328.9 *** (116.1)	-185.2 ** (80.85)	231.8 (248.3)	-164.6 * (97.33)	-240.5 ** (116.2)
	N	290	812	714	672	798	116	812	754
	Adj. R^2	0.956	0.929	0.932	0.930	0.929	0.966	0.930	0.927
psec	$D \times T$	133.6 *** (49.76)	306.8 *** (49.42)	331.4 *** (56.46)	236.5 *** (51.99)	312.2 *** (52.76)	432.7 ** (136.3)	352.4 *** (54.58)	321.6 *** (53.54)
	_cons	342.2 * (176.5)	-250.2 ** (110.6)	-140.6 (141.6)	-276.2 * (162.9)	-189.1 * (107.3)	345.4 (269.2)	-130.3 (125.7)	-268.6 ** (123.8)
	N	290	812	714	672	798	116	812	754
	Adj. R^2	0.912	0.912	0.915	0.926	0.915	0.955	0.915	0.911

注：括号内的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

最后需要指出的是,近些年来各个地区广泛开展了财政“省直管县”改革,但这一政策对地方公共财政支出的影响在本文中是不需要额外加以考虑的。原因是,浙江省自1982年实行省管县的财政体制后,作为重要的财政直达机制,便一直保留着市县财政各自对省负责的制度。“省直管县”改革对浙江省县级行政区的影响具有普遍意义,而在浙江省域层面实施的政策在很大程度上也能够被时间固定效应和处理效应的时间趋势所吸收,因此可以不予考虑。

4.3.3 政策实验随机性检验

为进一步排除试验区的政策效果是由其他不可观测因素引致的可能性,通过随机分配试点地区的思路进行安慰剂检验。具体而言,从样本相应试点年份随机抽取数量相同的8个县级行政区作为假想实验组,以其余的县级行政区作为控制组,进行循环1000次的自抽样回归。通过观察随机抽样所得的系数估计均值是否为0,以此来判断本文的结论是否具有稳健性。图2展示了1000次随机分配后估计系数的概率密度分布,可以看出,随机模拟得到的平均处置效

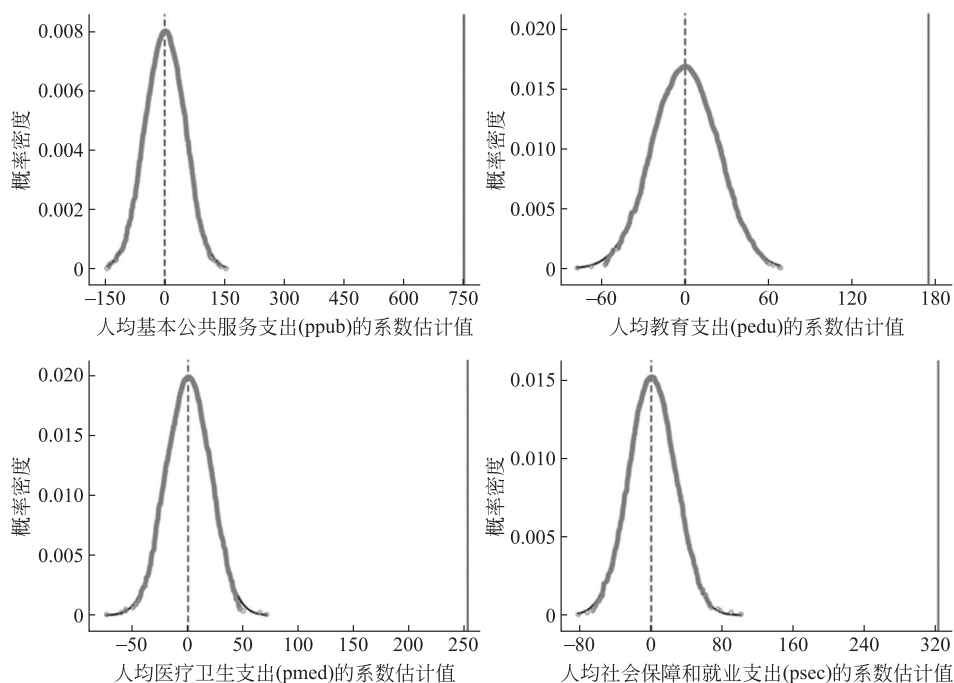


图2 安慰剂检验结果

应服从以0为中心且标准差较小的正态分布,说明该测试符合随机化的要求。表3中所展示的基准回归结果在这一分布中为明显的异常值,这意味着在1000次的随机试验中,能够“偶然”得到基准回归结果是极小概率事件。特别地,基准回归中的核心解释变量($D \times T$)的系数估计值完全分布在相应的置信区间之外,属于极端值。也就是说在随机生成的政策冲击下,可以排除随机政策对地方基本公共服务供给水平产生显著的正向作用,即地方基本公共服务供给水平的提升的确是试验区政策推行的结果。

4.3.4 控制组有效性检验

DID方法的难点在于“合适”控制组的选择,要想促使DID模型更加有效地排除不可观测的系统性因素,应尽量保证实验组与控制组具有更为接近的系统性政策背景。基于浙江同一省域的样本可以保证观测对象处于相同的宏观政策管理制度框架内,满足基本的同质性前提条件。但由于控制组样本涉及不同城市的县域数据,就空间地理因素而言,自然地理区位的异质性可能造成县域之间的自然禀赋不同,进一步致使地区间的经济社会发展水平不平衡且差异性较大。从地理邻近性的角度来看,信息获取的便利性、基础条件的相似性以及经济发展实力相当,使得地理位置相近的县域的关联性往往更强。而尽管近邻不一定是边界接壤的地区,也可以是文化或制度上有传统联系但非接壤的地

区,但对于同一省域样本而言,这一方面则无须有太多顾虑。接下来依县域行政边界的相邻原则进行样本分类,然后通过分组回归的方式进行比较分析。估计结果如表 7 所示。

表 7 更换控制组后试验区对地方基本公共服务供给水平的影响

县级 行政区	ppub		pedu		pmed		psec	
	实验组 VS		实验组 VS		实验组 VS		实验组 VS	
	接壤	不接壤	接壤	不接壤	接壤	不接壤	接壤	不接壤
$D \times T$	287.2 ** (124.8)	754.8 *** (108.2)	136.1 *** (52.06)	178.4 *** (61.40)	31.63 (48.00)	265.6 *** (37.74)	77.18 (57.20)	353.0 *** (53.59)
-cons	-111.2 (160.4)	-579.3 *** (202.5)	313.3 (204.7)	-247.2 (175.0)	-409.9 * (215.9)	-271.4 ** (137.6)	-551.3 *** (212.8)	-289.5 * (151.2)
N	252	672	252	672	252	672	252	672
Adj. R^2	0.969	0.962	0.964	0.955	0.934	0.924	0.939	0.902
地级 行政区	实验组 VS		实验组 VS		实验组 VS		实验组 VS	
	接壤	不接壤	接壤	不接壤	接壤	不接壤	接壤	不接壤
	接壤	不接壤	接壤	不接壤	接壤	不接壤	接壤	不接壤
$D \times T$	648.1 *** (84.86)	440.6 *** (122.3)	262.0 *** (44.68)	185.2 *** (61.82)	183.7 *** (41.37)	74.61 * (42.59)	185.2 *** (56.83)	155.2 ** (67.12)
-cons	-391.2 *** (137.8)	-378.1 *** (126.8)	135.3 (149.0)	-246.9 ** (113.4)	-127.6 (175.0)	-469.4 *** (179.2)	-260.6 (180.5)	-417.4 *** (123.2)
N	462	462	462	462	462	462	462	462
Adj. R^2	0.966	0.966	0.960	0.965	0.927	0.936	0.919	0.905
县级 行政区	实验组 VS		实验组 VS		实验组 VS		实验组 VS	
	县	县级市	县	县级市	县	县级市	县	县级市
	县	县级市	县	县级市	县	县级市	县	县级市
$D \times T$	595.9 *** (110.2)	453.2 *** (116.6)	221.3 *** (47.53)	118.8 ** (50.72)	136.4 *** (40.74)	188.1 *** (46.64)	238.3 *** (59.88)	146.3 ** (67.02)
-cons	-353.2 ** (156.6)	-328.4 * (172.0)	134.6 (113.5)	154.7 (145.1)	-224.5 ** (91.08)	-216.9 * (111.4)	-363.3 *** (127.5)	-306.2 ** (149.2)
N	476	364	476	364	476	364	476	364
Adj. R^2	0.965	0.965	0.959	0.965	0.932	0.929	0.915	0.896

注:括号内的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

在以接壤县级行政区作为控制组时,从人均基本公共服务支出(ppub)来看,交互项($D \times T$)的系数为287.2,通过5%的显著性检验。从三个子项来看,系数依次为136.1、31.63、77.18,但仅有 pedu 通过1%的显著性检验。在以不接壤县级行政区作为控制组时,ppub 的交互项系数为754.8,在1%的置信水平下显著,从三个子项来看,系数依次为178.4、265.6、353.0,且均在1%的置信水平下显著。综合比较来看,针对是否存在溢出效应所进行的初步判断,以不接壤

县级行政区作为控制组的系数估计值明显高于以接壤县级行政区作为控制组的系数估计值。对此可能的解释是,一般而言,越接近试点地区的县级行政区越有可能被溢出效应影响。而剔除与试点地区空间相邻的县级行政区后,可以在一定程度上剥离空间溢出效应。不难发现,在以不接壤县级行政区作为控制组时,其交互项的系数与表3中的基准回归结果较为接近。在以接壤地级行政区作为控制组时,从人均基本公共服务支出(ppub)来看,交互项系数为648.1,通过1%的显著性检验。从三个子项来看,系数依次为262.0、183.7、185.2,且均通过1%的显著性检验。在以不接壤地级行政区作为控制组时,ppub的交互项系数为440.6,通过1%的显著性检验。从三个子项来看,系数依次为185.2、74.61、155.2,且分别在1%、10%或5%的置信水平下显著。综合来看,以接壤地级行政区作为控制组的核心解释变量的系数值均高于以不接壤地级行政区作为控制组的估计系数。

按照中国现行的行政区划类型,地级市的市辖区、县级市、县等均属于县级行政区,但县级市、县相较于市辖区拥有相对独立的财政权、审批权和规划权,因此接下来的分析将剔除市辖区样本。此外,鉴于县级市与县在地方经济发展、政府职能定位等方面也存在明显的差异。例如,从2021年全国百强县榜单来看,浙江占据18席,其中县级市有14个,而上榜的县仅有4个,因此,县级市的经济水平往往要强于县。而从样本筛选来看,控制组中有17个县级市,而实验组只有一个县级市,为排除县级行政区的类别差异对政策效果的潜在影响,以县级行政区进行分类的维度可以使研究结论更加具有现实对比性。在以县作为控制组时,ppub的交互项系数为595.9,在1%的置信水平下显著,从三个子项来看,系数依次为221.3、136.4、238.3,且均在1%的置信水平下显著。在以县级市作为控制组时,从人均基本公共服务支出(ppub)来看,交互项系数为453.2,通过1%的显著性检验。从三个子项来看,系数依次为118.8、188.1、146.3,且分别通过1%或5%的显著性检验。总体而言,无论是以县级市还是以县作为控制组,试验区对地方基本公共服务供给水平平均表现出积极的促进作用,而以县作为控制组的促进效应要强于以县级市作为控制组的效果。

在以不同的控制组子样本进行分组回归时,相应的估计系数存在明显差别,因此控制组的不同组别之间可能存在系统性的差异,回归结果对于不同的分组方式具有一定的敏感性。而造成系数估计值差异较大的原因,可能是由样本选择导致的,当然也可能是由区位导向性政策的溢出效应引发的。在控制组中选取与实验组更为可比的子样本数据作为新构建的控制组,这一过程自然面临着样本同质性与样本异质性的权衡。尽管选取不同的控制组子样本进行分组比较分析,会导致回归模型的样本量有所下降,但从分组回归的结果来看,实验组和以不接壤县级行政区作为控制组子样本的实证结果与表3的基准估计

系数相比,数值大小略有变动,但显著性水平及符号方向未发生改变。这也说明以不接壤县级行政区作为控制组子样本能够满足统计意义上的同质性要求,变换控制组不影响上述结论的稳健性。

为进一步检验表7所使用的DID方法是否满足平行趋势假定,在此依旧借助事件分析法的思路,模型设定与式(1)保持一致。图3展示了控制组分别为接壤县级行政区、不接壤县级行政区、接壤地级行政区、不接壤地级行政区以及县、县级市时,试验区对地方基本公共服务供给水平的动态影响效果。从人均基本公共服务支出(ppub)来看,在试验区设立之前,六组样本的系数估计值在95%的置信区间均围绕0轴上下波动,这表明实验组和控制组不存在事前的系统性差异。在试验区设立之后,随着时间的推移,估计系数位居0轴以上且在95%的置信区间显著异于0。具体而言,对于不接壤县级行政区、接壤地级行政区、不接壤地级行政区以及县、县级市而言,估计系数在政策实施1年后就显著异于0,而对于接壤县级行政区而言,估计系数在政策实施的第2年才开始显著异于0,说明试验区对人均基本公共服务支出的影响存在一定的时滞。从三个子项来看,在试验区设立之前,其回归系数所对应的时间趋势比较平缓,系数估计值均在95%的置信区间内逐渐趋向于0轴,且不具有统计显著性。这表明即使更换不同的控制组样本,实验组和控制组依旧不存在政策发生前的系统性差异,因此在试验区设立之前满足平行趋势假设。而在试验区设立后,6组样本的估计系数呈现差异化的变动趋势。就pedu而言,当控制组为接壤县级行政区、不接壤县级行政区、接壤地级行政区、县时,相应的系数估计值虽然总体呈上升趋势,但到政策实施后的第3、4年才开始显著,当控制组为不接壤地级行政区、县级市时,系数估计值在95%的置信区间内逐渐趋向于0轴,且不具有统计显著性。就pmed而言,不同的控制组所相应的系数估计值虽然总体呈上升趋势,但到政策实施后的第4年才全部显著,说明其政策效果具有明显的滞后性。需要注意的是,当控制组为不接壤县级行政区、接壤地级行政区以及县级市时,估计系数在政策实施后第2年开始显著。就psec而言,不同的控制组所相应的系数估计值不仅总体呈现明显的上升趋势,且估计系数在政策实施后便表现出较高的显著性。

综合来看,动态效应图提供了平行趋势检验成立的可视化证据,表7中采用DID方法的估计结果可作因果意义上的解释。这也意味着,控制组子样本的差异性为探究试验区对地方基本公共服务供给水平的影响提供了丰富的因果识别结果,表7中基于不同控制组的有效性检验结果依然稳健。试验区对地方基本公共服务供给水平具有显著的正向影响。

4.3.5 政策溢出效应检验

尽管采用浙江省县域层面的数据有助于更为细致地识别试点政策的影响

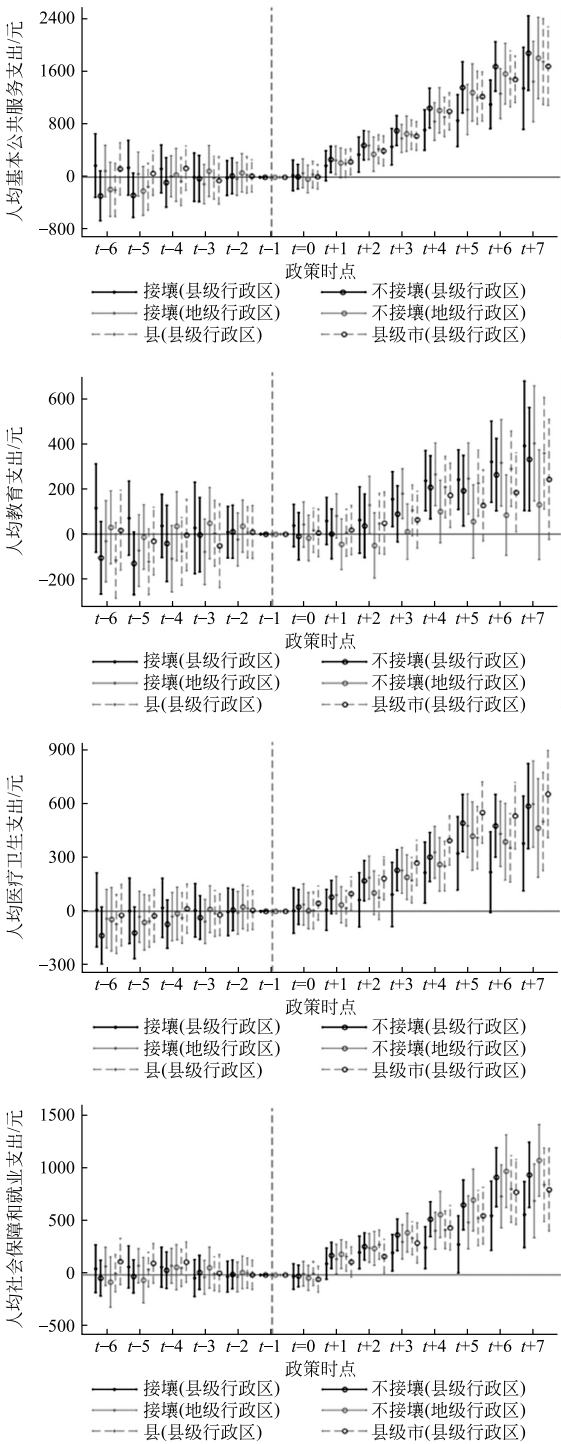


图 3 更换控制组后试验区对地方基本公共服务供给水平的平行趋势检验

效果,但由于空间单元较小,试验区的政策影响可能会波及其相邻地区。个体处理稳定性假设(SUTVA)要求任意个体的潜在结果不随其他个体是否受到政策影响而改变,尽管上述分析框架排除了试验区对地方基本公共服务供给水平的影响从试点地区溢出到非试点地区,但溢出效应实际上可能存在。由于试验区在提升试点地区基本公共服务供给水平的同时,也可能对邻近地区的公共资源配置产生影响,因此在空间层面存在潜在的“邻近效应”。值得注意的是,溢出效应的存在可能使基准估计出现偏误。接下来在合理假设地理位置相近的区域之间的溢出效应更容易出现,而在更远的地区溢出效应则变得更弱的前提下,进行政策溢出效应检验。从数据统计来看,与实验组接壤的县(市、区)共计 10 个,从丽水市的整体视角来看,与其接壤的地级行政区共计 4 个。考虑到空间尺度具有多层次、嵌套性的特征,接下来采用三种方式依次检验试验区对地方基本公共服务供给水平是否存在溢出效应。

首先,将原控制组中与试点地区相邻的样本剔除,因为邻近地区更容易通过溢出效应受到政策试点的影响。从表 7 来看,就县域层面的溢出效应而言,将与实验组接壤的 10 个县(市、区)视为接壤地区,其他 40 个县(市、区)视为不接壤地区。从实证结果来看,系数估计值依旧具有较高的显著性水平,且数值大小与表 3 的基准回归结果较为接近。由此可见,没有明显的证据表明试验区对地方基本公共服务供给水平具有溢出效应。就地级行政区层面的溢出效应而言,将与实验组接壤的县(市、区)所在的 4 个城市(衢州市、金华市、台州市、温州市)的 25 个县(市、区)视为接壤地区,其他 6 个城市的 25 个县(市、区)视为不接壤地区。从交乘项的系数来看,实验组与接壤地区的估计系数大于实验组与不接壤地区的估计系数,数值大小没有展现出“差序”格局的特征,因此也没有表现出明显的溢出效应。

其次,从“反事实”的角度考察试点政策可能存在的溢出效应。在样本中剔除政策试点地区,将与实验组接壤的 10 个县(市、区)视为新的实验组,其他 40 个县(市、区)视为新的控制组,表 8 中 $ppub$ 的交互项系数为 280.1,在 1% 的置信水平下显著,三个子项的系数依次为 -21.53、96.14、205.5, $pmed$ 和 $psec$ 的系数均通过 1% 的显著性检验,说明存在一定的正向溢出效应。就地级行政区之间的溢出效应而言,在剔除政策试点地区后,将与实验组接壤的 4 个城市(25 个县级行政区)视为新的实验组,其他 6 个城市所辖的 25 个县(市、区)视为新的控制组。 $ppub$ 的交互项系数为 -98.73,但未通过相应的检验。三个子项的交互项系数依次为 -289.4、72.29、118.4,且均通过了 1% 的显著性检验,比较来看,回归结果展示出一定的负向和正向溢出效应。可能的原因是,统计数据存在可变面元问题,使得不同空间尺度下的分析结果有所差异,这也反映出控制组样本可能不完全满足同质性的假定。当然,也存在另外一种解释,相邻丽水

市的地级市,其公共财政支出可能更倾向于与丽水市接壤的县级行政区,进而造成接壤的县级行政区公共服务支出增加以及接壤地级市的非接壤县级行政区的公共服务支出减少,因此出现县域层面的“溢出效应”以及地级市层面的“虹吸效应”^①。

表 8 试验区对地方基本公共服务供给水平的溢出效应检验

	县级行政区层面的反事实				地级行政区层面的反事实			
	ppub	pedu	pmed	psec	ppub	pedu	pmed	psec
$D \times T$	280.1 *** (52.50)	-21.53 (30.14)	96.14 *** (24.08)	205.5 *** (28.43)	-98.73 (80.01)	-289.4 *** (42.79)	72.29 *** (27.05)	118.4 *** (40.01)
_cons	136.5 (117.2)	179.2 * (106.8)	-156.3 (142.5)	124.2 (125.2)	155.5 * (93.68)	-80.42 (111.2)	119.5 (124.7)	193.7 * (102.2)
N	700	700	700	700	700	700	700	700
Adj. R^2	0.969	0.956	0.926	0.916	0.969	0.960	0.925	0.913
	县级行政区层面的溢出效应				地级行政区层面的溢出效应			
	ppub	pedu	pmed	psec	ppub	pedu	pmed	psec
$D \times T \times \text{near}$	615.3 *** (108.9)	204.3 *** (51.67)	208.0 *** (40.15)	202.9 *** (52.80)	800.6 *** (100.6)	223.0 *** (44.67)	256.5 *** (36.70)	321.1 *** (51.49)
$T \times \text{near}$	186.2 *** (57.41)	-45.53 (30.81)	60.55 ** (25.85)	171.2 *** (28.38)	-253.8 *** (47.22)	-133.8 *** (36.79)	-41.27 (26.81)	51.25 (39.82)
_cons	-310.6 * (180.0)	165.2 (109.1)	-209.1 *** (68.86)	-220.4 ** (107.3)	-304.0 ** (132.2)	-142.8 (105.3)	-232.9 *** (72.94)	-226.3 ** (111.2)
N	812	812	812	812	812	812	812	812
Adj. R^2	0.963	0.955	0.921	0.907	0.963	0.959	0.921	0.905

注:括号内的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

最后,为进一步检查由溢出效应而产生的潜在估计偏差,借鉴 Miguel and Kremer(2004)的方法,表 8 中 $D \times T \times \text{near}$ 的估计系数衡量了考虑溢出效应的情形下,试验区对地方基本公共服务供给水平的影响,Lu et al. (2019)将其称为附加直接效应。 $T \times \text{near}$ 的估计系数能够反映溢出效应的大小。二者回归系数的总和能够捕获受政策影响地区的总体效果。从县级行政区层面来看,试验区对地方基本公共服务供给水平的正向溢出效应主要是由 psec 引起的,地级行政区层面的负向溢出效应主要是由 pedu 引起的,而其他指标的溢出效应可以忽略不计。

总体而言,在不同的空间尺度视角下,样本之间可能存在着非常有限的空

① 感谢审稿老师在此问题的分析上提供了富有启发性的见解。

间互动,但试验区对地方基本公共服务供给水平并不存在十分明显的“本地-邻地”的空间溢出效应。即使政策试点地区对近邻地区有着相当小的溢出效应,但在纠正了小的溢出效应之后,从统计意义来看,系数估计值大小与基准回归结果也相差不大,这也意味着系数估计值不会因为可能的溢出效应而产生明显偏差。因此潜在的溢出效应没有影响基准回归结果的稳健性。此外,正如 Lu et al. (2019)指出的,尽管溢出效应在基于地方的政策文献研究中被认为是一个重要的关注点,但就政策的定位而言,溢出效应似乎也并不是经验意义上的首要问题。

5 进一步实证检验

5.1 作用渠道分析

为厘清扶贫改革试验区对地方基本公共服务供给水平的作用渠道,结合之前提出的研究假说 1 和假说 2,接下来主要从地方政府财政预算约束和财政预算调整的视角,从地方政府的财政压力、税收努力和财政支出倾向的维度,分别就其可能存在的作用渠道进行探究。

首先,财政预算作为一种公共资源配置机制,地方政府将按照《预算法》的相关规定,坚持先有预算、后有支出,规范一般公共预算编制,加强预算执行管理。依据《浙江财政年鉴》中的浙江省市县级一般公共预算收支情况表,在此用“(一般公共预算支出-一般公共预算收入)/GDP”来衡量地方政府的财政压力(fis)。就现实而言,这一潜在的财政收支缺口主要是由地方政府的财力与支出责任不匹配导致的。接下来将财政压力视作影响地方基本公共服务供给水平的重要传导路径,表 9 汇报了相应的估计结果,从 fis 来看,系数估计值为 4.231,通过了 1% 的显著性检验,这意味着扶贫改革试验区的设立在一定程度上会改变地方财政预算约束,进而对地方财政收支行为产生不同程度的激励。试验区的设立将促使地方政府在预算管理时,有更大的积极性通过主动承担地方财政压力,以达到提升地方基本公共服务供给水平的目的。

其次,充足的财力是地方政府提升基本公共服务供给水平的前提,组织财政收入是地方政府应对财政压力的重要方式。与此密切相关的逻辑是,财政压力将促使地方政府加强税收征管。在此用“税收收入/GDP”衡量地方政府的税收努力或理论上的税负水平。从税收努力来看,系数估计值为 0.464,通过了 10% 的显著性检验,表明试验区的设立促使地方政府通过税收努力来缓解财政压力,进而达到提升基本公共服务供给水平的目的。

表 9 试验区对地方基本公共服务供给水平的作用渠道分析

	财政压力的视角	税收努力的视角	民生性财政支出倾向的视角			
	fis	tax	pub	edu	med	sec
$D \times T$	4.231 ^{***} (0.782)	0.464 [*] (0.257)	0.535 ^{***} (0.134)	0.558 ^{***} (0.121)	0.447 ^{***} (0.132)	1.540 ^{***} (0.273)
_cons	-164.9 ^{***} (51.30)	59.03 [*] (34.00)	-41.45 (36.22)	-63.61 ^{**} (31.13)	-67.61 ^{***} (21.54)	-114.6 ^{***} (34.20)
N	812	812	812	812	812	812
Adj. R^2	0.942	0.840	0.947	0.942	0.896	0.838

注：括号内的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

最后,试验区的设立促使地方政府不断优化财政预算支出结构。强化预算监督,制定基本公共服务的财力保障范围和保障标准,厘清财政资金分配的优先次序,成为地方政府提升基本公共服务供给水平的硬性要求。尽管近些年来,重点领域的支出预算编制程序经过调整和完善,已不再与生产总值挂钩,但“脱钩”也并不意味着减少投入。例如,在《丽水市教育事业发展“十四五”规划》中,仍将“财政性教育经费占GDP比例大于5%”作为保障指标。在此用“基本公共服务支出/GDP”来刻画地方政府的民生性财政支出倾向(pub、edu、med、sec),与之相对应的系数估计值依次为0.535、0.558、0.447、1.540,且均通过了1%的显著性检验,表明试验区的设立促使地方政府展现出了更为明显的民生性财政支出倾向。

接下来继续采用事件分析法的思路,检验表9所使用的DID方法是否能够满足平行趋势假定。从图4可以看出,在试验区设立之前,6个指标的系数估计值均在95%的置信区间围绕着0轴上下波动,变化趋势比较平缓且不具有统计显著性。这意味着实验组和控制组不存在事前的系统性差异。在试验区设立之后,随着时间的推移,各指标的估计系数位居0轴之上且在95%的置信区间显著异于0,这表明试验区对试点地区政府的财政压力(fis)、政府的税收努力(tax)和政府的民生性财政支出倾向(pub、edu、med、sec)均具有明显的提升作用。这与表9中所展示的各个指标的系数估计值为正,且通过了相应的显著性检验相呼应。就政策时效性而言,fis、med的系数估计值在政策实施初期就表现出较强的显著性,而pub、sec、edu的系数估计值虽然总体呈上升趋势,但到政策实施后的第2、3年才开始显著,说明其政策效果可能需要一段时间累积才能显现。综合比较来看,动态效应图提供了平行趋势检验成立的可视化证据,表9中采用DID方法进行的作用渠道分析可作因果意义上的解释,即扶贫改革试验区的设立,促使地方政府通过承担较大的财政收支压力,并借助税收努力,展现出较为明显的民生性财政支出倾向,能够达到提高基本公共服务供给水平的目的。

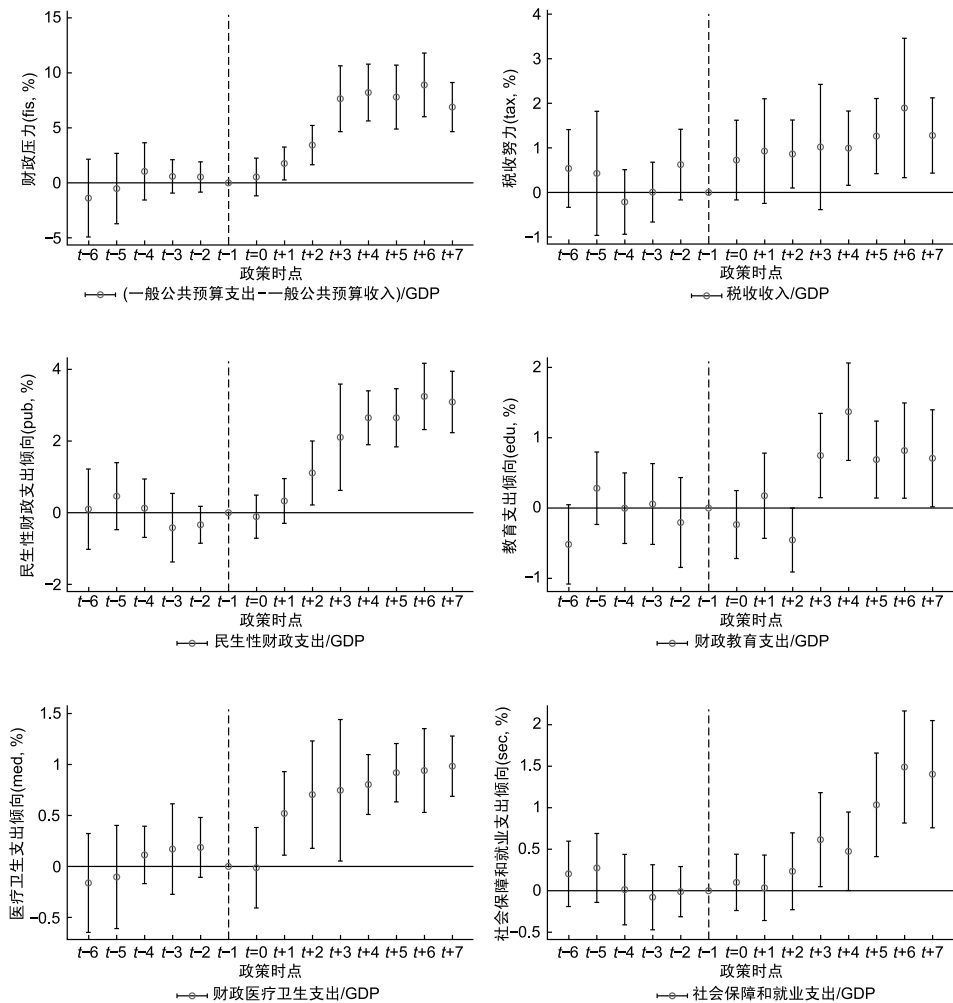


图 4 财政压力、税收努力等指标的平行趋势检验与动态效应

5.2 异质性分析

政策效果在不同的试点地区是否具有差异性特征?或者说,试点地区应该具备怎样的特征才能更好地发挥试验区对地方基本公共服务供给水平的积极影响。鉴于当调节变量为虚拟变量时,调节效应分析和异质性分析具有相同的解释力(江艇,2022)。在此将调节变量设定为虚拟变量 M ,即把全部样本划分为两个组别,交互项的系数($D \times T \times M$)反映的是被解释变量与核心解释变量($D \times T$)分组进行的回归分析的组间异质性。接下来的异质性分析以期通过挖掘因果关系作用机制的方式,达到进一步探究因果关系的目的。

首先,鉴于不同地方政府面临的财政压力有轻、重、缓、急的差别,同时为减小组内测量误差对估计结果的干扰,在此引入刻画财政压力高低的虚拟变量 *Mfis*。虚拟变量 *Mfis* 的设定方式为,当大于当年各个地区连续型财政压力指标 *fis* 的平均值时, *Mfis* 赋值为 1,反之为 0。表 10 汇报了相应的机制分析结果,从 *ppub* 来看,交互项 (*D*×*T*×*Mfis*) 的系数值为 370.1,通过 1% 的显著性检验,表明财政压力在试验区设立与人均基本公共服务支出之间产生了显著的正向调节效应。从三个子项来看, *pedu*、*pmed*、*psec* 的交互项系数分别为 196.2、189.1、195.3,且通过了 1% 或 5% 的显著性检验,这表明通过财政预算调整,试验区设立对所能承担较大财政压力的地方政府的人均基本公共服务支出水平的提升作用更大。

表 10 试验区对地方基本公共服务供给水平的异质性分析

调节变量	ppub			pedu		
	Mfis	Mtax	Mpub	Mfis	Mtax	Medu
<i>D</i> × <i>T</i> × <i>M</i>	370.1 *** (125.5)	176.2 * (104.4)	242.5 ** (113.3)	196.2 ** (93.85)	155.7 (101.6)	184.5 *** (70.43)
<i>D</i> × <i>T</i>	-161.1 (121.9)	286.9 *** (105.1)	150.0 * (84.51)	186.1 ** (90.31)	110.1 (102.4)	-103.6 (89.99)
<i>M</i>	-140.5 * (83.07)	-152.2 (100.8)	-82.04 (123.0)	153.2 * (91.56)	43.28 (74.11)	-56.94 (60.27)
_cons	-41.33 *** (15.55)	40.31 ** (20.04)	-50.88 *** (17.64)	-95.21 ** (47.35)	-25.26 (59.13)	-34.02 (68.53)
<i>N</i>	812	812	812	812	812	812
Adj. <i>R</i> ²	0.951	0.942	0.947	0.925	0.917	0.924
调节变量	pmed			psec		
	Mfis	Mtax	Mmed	Mfis	Mtax	Msec
<i>D</i> × <i>T</i> × <i>M</i>	189.1 *** (65.33)	133.2 (85.14)	207.8 *** (54.47)	195.3 *** (73.25)	128.0 ** (51.10)	256.3 *** (87.92)
<i>D</i> × <i>T</i>	121.4 ** (50.14)	236.6 *** (82.11)	47.91 (41.54)	169.9 ** (84.67)	206.1 *** (47.85)	135.3 * (79.37)
<i>M</i>	-46.19 (58.85)	-76.29 * (40.58)	-137.0 * (72.50)	67.55 (86.01)	-117.2 (101.8)	78.09 (70.23)
_cons	-83.02 (57.39)	-97.83 ** (42.65)	-82.10 (66.28)	-74.40 ** (35.01)	-80.59 (46.12)	-74.23 ** (30.04)
<i>N</i>	812	812	812	812	812	812
Adj. <i>R</i> ²	0.922	0.929	0.920	0.915	0.910	0.913

注:括号内的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

其次,鉴于不同地方政府的征税能力有高低差别,接下来依旧引入刻画征

税能力高低的虚拟变量 M_{tax} (当大于当年各个地区的平均值时赋值为 1, 反之为 0)。从 $ppub$ 来看, 交互项 ($D \times T \times M_{tax}$) 所对应的系数为 176.2, 且通过了 10% 的显著性检验。这说明地方政府通过财政预算调整, 借助相对更高的税收努力, 在一定程度上有助于增进人均基本公共服务支出水平。从三个子项来看, 就 $pedu$ 和 $pmed$ 而言, 交互项的系数值分别为 155.7、133.2, 但均未通过相应的显著性检验。 $psec$ 的交互项系数为 128.0, 且通过了 5% 的显著性检验。

最后, 鉴于不同地方政府的民生性财政支出倾向有强弱差别, 接下来引入刻画民生性财政支出倾向强弱的虚拟变量 M_{pub} 、 M_{edu} 、 M_{med} 、 M_{sec} (当大于当年各个地区的平均值时赋值为 1, 反之为 0), 从 $ppub$ 来看, 交互项 ($D \times T \times M_{pub}$) 的系数为 242.5, 通过了 5% 的显著性检验。从三个子项来看, $pedu$ 、 $pmed$ 、 $psec$ 的交互项系数分别为 184.5、207.8、256.3, 且均通过了 1% 的显著性检验。上述结果表明, 试验区设立对于民生性财政支出倾向处于中等偏上地区的平均处理效应强于中等偏下地区的效应。地方政府通过财政预算调整, 树立较高的民生性财政支出倾向, 有助于达到提高试点地区基本公共服务供给水平的目的。

6 结论与对策建议

2013 年浙江省丽水市扶贫改革试验区的设立, 为近距离评估地方基本公共服务供给水平在时空维度上的变化, 提供了较好的外生性冲击来源。本文基于浙江省 2007—2020 年 58 个县级行政区层面的面板数据, 主要采用双重差分法识别试验区设立对地方基本公共服务供给水平的因果处置效应。实证结果表明, 设立扶贫改革试验区作为国家扶贫制度体系中的创新举措, 对丽水市所辖的县域政府的基本公共服务供给水平产生了显著的积极影响。试验区的设立促使地方人均教育、人均医疗卫生、人均社会保障和就业支出水平得到显著提升。该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。在此基础上, 进一步探析扶贫改革试验区对地方基本公共服务供给水平的作用渠道, 发现试验区的设立促使地方政府承担较大的财政收支压力, 并借助税收、调整财政预算结构等手段, 树立民生性财政支出倾向, 达到提高地方基本公共服务供给水平的目的。围绕着上述分析, 本文提出如下的对策建议。

第一, 积极发挥财政投入在脱贫攻坚中的主体和主导作用。地方基本公共服务供给在消除贫困、改善民生、逐步实现共同富裕的过程中扮演着重要角色, 沿着“在提升中协调, 在协调中提升”的路径, 不断完善与经济发展阶段和地方财力水平相适应的基本公共服务保障标准和供给水平, 推进基本公共服务更加普惠、均等和可及。在地区间财政收支能力差异无法平抑的现实背景下, 现阶段有偏的公共资源配置与基本公共服务均等化的主张也并不相悖, 如果只强调财政支出均等化, 并不利于改善地区间的经济差异, 还会损害经济整体效率。

通过加大对欠发达地区的倾斜性“普惠型”财政投入力度,深化激励与约束并重的绩效考核机制,切实优化资金投向结构,促进有限的扶贫资源发挥“乘数效应”,进而提升财政资金的使用效率,有助于为长远的基本公共服务均等化奠定基础。此外,通过建立“自下而上”的公共服务需求表达机制和“上下结合”的公共服务供给决策机制,有效解决相对贫困治理阶段“看得见”的贫困和“看不见”的贫困,实现“民生供给”与“民生需求”的有效衔接。

第二,立足地方发展实情,回应地方发展困境,积极探索具有地方特色的多样性的脱贫减贫长效机制,形成不同地域特征的治理对策。鉴于扶贫改革试验区的设立能够促使地方政府通过职能转变,进而提升辖区基本公共服务的供给水平。因此在继续践行“中央统筹、省负总责、市县抓落实”的扶贫工作机制的基础上,有必要注重扶贫机制改革与创新的激励功能,保持在政策关照和资源配置方面的张力,通过为地方政府提供因地制宜和灵活多变的政策工具,明确各主体责任,确保扶贫目标的有效管理和责任落实,进而增强基层公共服务保障能力。而形成顶层设计、基层执行和有效回应的整体性的扶贫政策设计,需要充分结合特定区域的资源禀赋,同时也离不开特定区域所依赖的特定的历史条件。从区域均衡发展的角度,以挖掘地方经济发展潜力为基础,积极夯实地方财政支配能力和财政汲取能力。以县域为单元开展相对贫困治理需要避免“一刀切”式的简单化处理,充分论证贫困地域的划分、贫困类型的特征、贫困成因的界定,树立多维贫困理念,建立起解决相对贫困的长效机制。

第三,充分坚持以人民为中心的发展方向,将“多谋民生之利、多解民生之忧”作为现阶段扶贫工作的基本出发点。通过不断加强民生建设,把改革和发展结合起来、把强县和富民统一起来、把城镇和乡村贯通起来。增进民生福祉、提高居民享有的基本公共服务水平是发展的题中应有之义,只有借助实实在在的民生实践,才能实现共同富裕的愿景。现阶段以福利分配为导向的相对贫困治理,是一种将贫困人口的个人福祉上升到“共同富裕”和“全面实现小康社会”的国家目标,更是一种旨在帮助贫困人口形成致富能力的发展意义上的分配制度。当前中国经济由高速增长转向高质量发展阶段,经济增速放缓导致财政收入增速放缓,这将会加大公共服务供给压力。高效的贫困缩减需要持续的经济发展伴以公平的分配机制,既不能因为经济增速放缓削弱财政对基本公共服务的保障能力,也不能因为过高承诺、过多承诺而损害基本公共服务体系建设的可持续性。因此,地方政府基本公共服务供给能力的提升,既要立足当前,又要着眼长远,确保民生支出与经济发展相协调、与财力状况相匹配。

参考文献

范子英,高跃光. 2019. 财政扶贫资金管理、支出激励与人力资本提升[J]. 财政研

- 究,(3): 14-29.
- Fan Z Y, Gao Y G. 2019. Management of fiscal anti-poverty funds, spending incentives and human capital improvement[J]. *Public Finance Research*, (3): 14-29. (in Chinese)
- 龚锋, 刘意明, 王昭. 2019. “省直管县”与税收努力——来自中国县级面板数据的准自然实验证据[J]. *东南学术*, (4): 150-160.
- Gong F, Liu Y M, Wang Z. 2019. “Counties directly administered by province” and tax effort—Natural experimental evidence from county-level panel data in China [J]. *Southeast Academic Research*, (4): 150-160. (in Chinese)
- 顾昕, 孟天广. 2015. 中国社会政策支出增长与公共财政结构性转型[J]. *广东社会科学*, (6): 183-192.
- Gu X, Meng T G. 2015. The growth of social spending and the structural transformation of public finance in China[J]. *Social Sciences in Guangdong*, (6): 183-192. (in Chinese)
- 关信平. 2020. 民生建设和社会政策发展及新征程中的新问题与新议题[J]. *社会发展研究*, 7(4): 30-43.
- Guan X P. 2020. The institutional improvement for people's well-being and the new issues and new agenda in social policy in China's new development journey [J]. *Journal of Social Development*, 7(4): 30-43. (in Chinese)
- 郭劲光, 俎邵静, 邓韬. 2019. 扶贫资源配置低效问题研究: 生成机制与治理路径[J]. *农业经济问题*, (7): 56-65.
- Guo J G, Zu S J, Deng T. 2019. Research on the inefficient allocation of resources in poverty alleviation: Formation mechanism and the path selection [J]. *Issues in Agricultural Economy*, (7): 56-65. (in Chinese)
- 郭庆旺, 贾俊雪. 2010. 财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模[J]. *经济研究*, 45(11): 59-72, 87.
- Guo Q W, Jia J X. 2010. Fiscal decentralization, government structure and local government's expenditure size [J]. *Economic Research Journal*, 45(11): 59-72, 87. (in Chinese)
- 贺东航, 孔繁斌. 2019. 中国公共政策执行中的政治势能——基于近 20 年农村林改政策的分析[J]. *中国社会科学*, (4): 4-25, 204.
- He D H, Kong F B. 2019. Political potential energy in the implementation of Chinese public policy—An analysis based on the forestry reform policy of the last two decades[J]. *Social Sciences in China*, (4): 4-25, 204. (in Chinese)
- 贾俊雪, 宁静. 2015. 纵向财政治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析[J]. *管理世界*, (1): 7-17.
- Jia J X, Ning J. 2015. The vertical management structure in finance, and the

- functional optimization in the local government: a quasi-experiment analysis based on the province that directly governs the county fiscal system reform[J]. *Journal of Management World*, (1): 7-17. (in Chinese)
- 江艇. 2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, (5): 100-120.
- Jiang T. 2022. Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]. *China Industrial Economics*, (5): 100-120. (in Chinese)
- 蒋永穆. 2020. 建立解决相对贫困的长效机制[J]. 政治经济学评论, 11(2): 28-34.
- Jiang Y M. 2020. Establish a long-term mechanism to address relative poverty[J]. *China Review of Political Economy*, 11(2): 28-34. (in Chinese)
- 金戈, 林燕芳. 2020. 长期增长中的最优政府间转移支付: 基于地方公共服务的跨区域溢出效应[J]. 经济学报, 7(3): 53-84.
- Jin G, Lin Y F. 2020. Growth with optimal intergovernmental transfers: Based on spatial externalities of local public services[J]. *China Journal of Economics*, 7(3): 53-84. (in Chinese)
- 景维民, 赵爽. 2021. 以人民为中心构建中国特色社会主义国家治理模式[J]. 南开经济研究, (1): 3-12.
- Jing W M, Zhao S. 2021. Building the people-centered national governance model of socialism with Chinese characteristics[J]. *Nankai Economic Studies*, (1): 3-12. (in Chinese)
- 李丹, 裴育, 陈欢. 2019. 财政转移支付是“输血”还是“造血”——基于国定扶贫县的实证研究[J]. 财贸经济, 40(6): 22-39.
- Li D, Pei Y, Chen H. 2019. Is fiscal transfer payment “blood transfusion” or “blood making”? —An empirical study based on the state-designated poverty-stricken counties[J]. *Finance & Trade Economics*, 40(6): 22-39. (in Chinese)
- 李实, 沈扬扬. 2021. 中国的减贫经验与展望[J]. 农业经济问题, (5): 12-19.
- Li S, Shen Y Y. 2021. Experience and prospects for poverty reduction in China[J]. *Issues in Agricultural Economy*, (5): 12-19. (in Chinese)
- 李实, 杨一心. 2022. 面向共同富裕的基本公共服务均等化: 行动逻辑与路径选择[J]. 中国工业经济, (2): 27-41.
- Li S, Yang Y X. 2022. Equalization of basic public services for common prosperity: Action logic and path selection[J]. *China Industrial Economics*, (2): 27-41. (in Chinese)
- 李小云, 于乐荣, 唐丽霞. 2019. 新中国成立后 70 年的反贫困历程及减贫机制[J]. 中国农村经济, (10): 2-18.
- Li X Y, Yu L R, Tang L X. 2019. The process and mechanism of China's poverty

- reduction in the past seventy years[J]. *Chinese Rural Economy*, (10): 2-18. (in Chinese)
- 刘俸奇, 储德银, 姜春娜. 2021. 财政透明、公共支出结构与地方政府治理能力[J]. *经济学动态*, (4): 107-123.
- Liu F Q, Chu D Y, Jiang C N. 2021. Fiscal transparency, public expenditure structure and the governance capacity of local governments [J]. *Economic Perspectives*, (4): 107-123. (in Chinese)
- 马斌, 徐越倩. 2010. 省管县体制变迁的浙江模式: 渐进改革与制度路径[J]. *理论与改革*, (1): 63-67.
- Ma B, Xu Y Q. 2010. The Zhejiang model of the system change of provincial governing county: Gradual reform and institutional path[J]. *Theory and Reform*, (1): 63-67. (in Chinese)
- 马海涛, 白彦锋, 岳童. 2019. 新中国成立七十年来我国财政理论的演变与发展[J]. *财政科学*, (4): 14-24.
- Ma H T, Bai Y F, Yue T. 2019. The evolution and development of Chinese public finance theory in the past 70 years[J]. *Fiscal Science*, (4): 14-24. (in Chinese)
- 王瑜, 汪三贵. 2018. 基本公共服务减贫: 理论概念、现实关切与评估建议[J]. *贵州社会科学*, (9): 164-168.
- Wang Y, Wang S G. 2018. Poverty reduction through basic public services: Theoretical concepts, practical concerns and evaluation suggestions [J]. *Guizhou Social Sciences*, (9): 164-168. (in Chinese)
- 王瑜. 2021. 以扶贫改革试验有效衔接乡村振兴——来自浙江丽水扶贫改革试验区的观察[J]. *中国延安干部学院学报*, 14(2): 119-128.
- Wang Y. 2021. Effectively integrating pilot poverty alleviation reforms with rural revitalization—A case study of the pilot poverty alleviation reform zone in Lishui, Zhejiang province [J]. *Journal of China Executive Leadership Academy Yan'an*, 14(2): 119-128. (in Chinese)
- 吴敏, 周黎安. 2020. 财政压力的多层级传递与应对——基于取消农业税改革的研究[J]. *世界经济文汇*, (1): 41-59.
- Wu M, Zhou L A. 2020. The transfer and response of fiscal pressure among multi-level governments: Evidence from agriculture tax reform [J]. *World Economic Papers*, (1): 41-59. (in Chinese)
- 徐越倩. 2011. 基本公共服务均等化的政策选择: 基于浙江的研究[J]. *浙江学刊*, (2): 216-220.
- Xu Y Q. 2011. Policy choice for equalization of basic public services: A study based on Zhejiang[J]. *Zhejiang Academic Journal*, (2): 216-220. (in Chinese)
- 姚东旻, 许艺煊, 高秋男, 等. 2020. 省际预算支出结构的差异及其主要来源[J].

- 财贸经济, 41(9): 21-38.
- Yao D M, Xu Y X, Gao Q N, et al. 2020. The differences and main sources of inter-provincial budget expenditure structure [J]. *Finance & Trade Economics*, 41(9): 21-38. (in Chinese)
- 尹恒, 朱虹. 2011. 县级财政生产性支出偏向研究[J]. 中国社会科学, (1): 88-101.
- Yin H, Zhu H. 2011. A study of productive expenditure bias in county-level finance in China[J]. *Social Sciences in China*, (1): 88-101. (in Chinese)
- 尹恒, 杨龙见. 2014. 地方财政对本地居民偏好的回应性研究[J]. 中国社会科学, (5): 96-115.
- Yin H, Yang L J. 2014. Research into the responsiveness of local government finance to resident preferences [J]. *Social Sciences in China*, (5): 96-115. (in Chinese)
- 郁建兴, 徐越倩. 2004. 从发展型政府到公共服务型政府——以浙江省为个案[J]. 马克思主义与现实, (5): 65-74.
- Yu J X, Xu Y Q. 2004. From developmental government to public service government[J]. *Marxism & Reality*, (5): 65-74. (in Chinese)
- 余靖雯, 陈晓光, 龚六堂. 2018. 财政压力如何影响了县级政府公共服务供给? [J]. 金融研究, (1): 18-35.
- Yu J W, Chen X G, Gong L T. 2018. How does fiscal pressure influence the provision of public services at county level? [J]. *Journal of Financial Research*, (1): 18-35. (in Chinese)
- 袁志刚, 阮梦婷, 葛劲峰. 2022. 公共服务均等化促进共同富裕: 教育视角[J]. 上海经济研究, (2): 43-53.
- Yuan Z G, Ruan M T, Ge J F. 2022. Equalization of public services promotes common prosperity: From the perspective of education [J]. *Shanghai Journal of Economics*, (2): 43-53. (in Chinese)
- 詹新宇, 王蓉蓉. 2022. 财政压力、支出结构与公共服务质量——基于中国 229 个地级市面板数据的实证分析[J]. 改革, (2): 111-126.
- Zhan X Y, Wang R R. 2022. Financial pressure, expenditure structure and public service quality: Empirical analysis from the panel data of 229 cities in China [J]. *Reform*, (2): 111-126. (in Chinese)
- 张楠, 张栋浩, 李建军, 等. 2020. 长期减贫的未雨绸缪——来自扶贫改革试验区的证据[J]. 财贸经济, 41(3): 20-35.
- Zhang N, Zhang D H, Li J J, et al. 2020. Forethought for long-term poverty reduction-evidence from pilot poverty alleviation reform zones [J]. *Finance & Trade Economics*, 41(3): 20-35. (in Chinese)

- 张同斌, 张敏哈. 2018. 县级财政负担、公共服务供给与经济增长效应[J]. 浙江社会科学, (2): 62-74.
- Zhang T B, Zhang M H. 2018. Financial burden, public service provision and economic growth effects at the county-level in China[J]. *Zhejiang Social Sciences*, (2): 62-74. (in Chinese)
- 赵永辉, 付文林, 冀云阳. 2020. 分成激励、预算约束与地方政府征税行为[J]. 经济学(季刊), 19(1): 1-32.
- Zhao Y H, Fu W L, Ji Y Y. 2020. Tax sharing incentive, fiscal restraint and the local governments' tax behaviors[J]. *China Economic Quarterly*, 19(1): 1-32. (in Chinese)
- 郑宇. 2022. 贫困治理的渐进平衡模式: 基于中国经验的理论建构与检验[J]. 中国社会科学, (2): 141-161.
- Zheng Y. 2022. An incremental equilibrium model of poverty governance: Theoretical construction and assessment on the basis of Chinese experience [J]. *Social Sciences in China*, (2): 141-161. (in Chinese)
- 周黎安, 陈伟. 2015. 县级财政负担与地方公共服务: 农村税费改革的影响[J]. 经济学(季刊), 14(1): 417-434.
- Zhou L A, Chen Y. 2015. Local fiscal burden and public good provision: Impact of rural tax-for-fee reform [J]. *China Economic Quarterly*, 14(1): 417-434. (in Chinese)
- Alkire S, Foster J. 2011. Counting and multidimensional poverty measurement [J]. *Journal of Public Economics*, 95(7/8): 476-487.
- Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. 2004. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275.
- Bossert W, Chakravarty S R, D'Ambrosio C. 2013. Multidimensional poverty and material deprivation with discrete data[J]. *Review of Income and Wealth*, 59(1): 29-43.
- Liu M Y, Feng X L, Wang S G, et al. 2020. China's poverty alleviation over the last 40 years: Successes and challenges[J]. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(1): 209-228.
- Lu Y, Wang J, Zhu L M. 2019. Place-based policies, creation, and agglomeration economies: evidence from China's economic zone program[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3): 325-360.
- Martin A, Petersen M. 2019. Poverty alleviation as an economic problem[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 43(1): 205-221.
- Miguel E, Kremer M. 2004. Worms: Identifying impacts on education and health in the

- presence of treatment externalities[J]. *Econometrica*, 72(1): 159-217.
- Nunn N, Wantchekon L. 2011. The slave trade and the origins of mistrust in Africa[J]. *American Economic Review*, 101(7): 3221-3252.
- Oster E. 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.

Study on the influence of the National Poverty Alleviation and Reform Pilot Zone on the Supply Level of Local Basic Public Services —Empirical evidence from Lishui City, Zhejiang Province

Lei Xu¹ Jiahui Yang² Junyan Li³

- (1. School of Economics and Trade, Hunan University of Technology and Business;
2. School of Statistics, Capital University of Economics and Business;
3. School of Public Economics and Management, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract Based on the quasi-natural experiment in the National Poverty Alleviation and Reform Pilot Zone in Lishui, Zhejiang Province in 2013, and the panel data of 58 counties in Zhejiang Province from 2007 to 2020, we mainly use the Difference-in-Differences fixed effect identification method to observe, understand and evaluate the effect and mechanism of the Pilot Zone on the supply level of local basic public services. The results show that the Pilot Zone has promoted the local per capita expenditure on basic public services to increase by about 750 yuan, and the conclusions are still valid after a series of robustness tests in different form. From the perspective of dynamic effect, the Pilot Zone has a significant long-term impact on improving the supply level of local basic public services. Further analysis of the mechanism shows that the establishment of the Pilot Zone has prompted local governments to bear greater pressure on fiscal revenue and expenditure, and to make use of tax efforts, at the same time, through the adjustment of the financial budget structure, it can achieve the goal of improving the supply level of basic public services. In addition, the different characteristics of different areas within the Pilot Zone have a certain impact on the different types of basic public service supply. Lishui is a microcosm of a Pilot Zone for anti-poverty reform. This paper will helpful to provide a feedback perspective for policy makers, and it is also helpful for us to find a new way to construct the moderate social welfare system in China.

JEL Classification R58, H72, O22