

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2025.06.007

创新驱动政策的县域经济发展效应研究

——来自国家级创新型县(市)建设的经验证据

晋晓姝,邹坦坦,严 红

(中共四川省委党校 区域经济教研部,四川 成都 610071)

摘要:建设国家级创新型县(市)是在县域层面推进创新驱动发展战略的重要举措,认清其对县域经济发展的促进效应及作用机制具有重要意义。采用2012—2022年我国县域面板数据,以首批国家级创新型县(市)建设为外生政策冲击,用夜间灯光均值衡量县域经济发展水平,运用PSM-DID方法分析发现:国家级创新型县(市)建设显著促进了试点县域经济发展,技术创新在其中发挥了显著的正向部分中介作用;创新型县(市)建设对经济发展的促进作用在创业活跃度较低、工业化水平较低、经济发展水平较低的试点县域更强,表明创新驱动政策对经济发展的促进存在低基数效应,有助于缩小区域差距;试点县域市场化程度和数字技术水平的提高会强化创新型县(市)建设对经济发展的促进作用,表明县域经济运行的改善能够增强创新驱动政策的经济发展效应。因此,应加大创新驱动发展战略在县域层面的实施力度,并采取差异化政策;各县域应大力推动技术创新,完善市场机制,加快数字技术发展,不断改善县域经济运行状态。

关键词:县域经济;创新驱动发展;创新创业;工业化;市场化;数字技术

中图分类号:F124.3;F127 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2025)06-0088-16

引用格式:晋晓姝,邹坦坦,严红. 创新驱动政策的县域经济发展效应研究——来自国家级创新型县(市)建设的经验证据[J]. 西部论坛,2025,35(6):88-103.

JIN Xiao-shu, ZOU Tan-tan, YAN Hong. The economic development effects of innovation-driven policies in county-level regions: Empirical evidence from national innovative county pilot programs [J]. West Forum, 2025, 35(6): 88-103.

* 收稿日期:2025-05-08;修回日期:2025-09-15

基金项目:全国党校(行政学院)系统社科规划一般课题项目(2024DXXTYB046);国家社科基金西部项目(21XJY009)

作者简介:晋晓姝(1995),四川成都人;讲师,博士,主要从事农村经济、区域经济研究;Tel:15184351376,E-mail:xiaoshu_scdx@qq.com。邹坦坦(2000),男,四川渠县人;硕士研究生,主要从事产业经济研究;Tel:19511700075,E-mail:3121619767@qq.com。严红(1976),通信作者,女,四川渠县人;教授,博士,主要从事区域经济、产业经济研究;Tel:13908013699,E-mail:173619230@qq.com。

一、引言

县域经济是国民经济的微观基础和“毛细血管”,是实现经济高质量发展的重要阵地。根据“2025县域经济创新发展论坛”发布的《2025年中国县域经济高质量发展研究》,我国县域经济总量达48.3万亿元,占全国GDP的38%以上,其中百强县以全国不到2%的土地、不到7%的人口创造了超10%的国内生产总值。然而,在县域经济发展取得显著成效的同时,发展不平衡不协调的问题依然突出,从全国百强县的区域分布来看,东部地区占67席,中部地区占18席,西部地区占12席,东北地区占3席。因此,如何进一步促进县域经济高质量发展成为当前学术研究和政策实践关注的重点之一。创新是引领发展的第一动力,县域经济高质量发展须以创新驱动。2017年,国务院办公厅发布《关于县域创新驱动发展的若干意见》,提出“在有条件的县(市)建设创新型县(市)、创新型乡镇”。科技部于2018年颁布了《关于首批创新型县(市)建设名单公示的公告》,确定了首批建设国家级创新型县(市)的52个县(市)。那么,国家级创新型县(市)建设的政策实施是否有效推动了试点县域^①的创新驱动发展?厘清其作用机制和异质性效果,对于更好地推进创新驱动发展战略,实现县域经济高质量发展具有重要意义。

与本文研究主题相关的文献主要集中在以下两个方面:一是关于县域经济发展水平测度、影响因素及实现路径的研究。目前,对县域经济发展水平的测度方法主要有总量测度与综合测度两种,总量测度主要包括GDP、人均GDP、夜间灯光均值等指标(吴志祥等,2024)^[1],综合测度则基于多个维度构建县域经济发展水平的综合评价指标体系(王业强等,2025)^[2]。对于县域经济发展的影响因素以及实现路径,学者们从不同的视角切入,探讨了金融排斥、数字经济、数字基础设施建设、劳动力流动、原始创新等对县域经济的影响(刘立云等,2024)^[3],并指出产业是县域经济发展的关键支撑,产业转型升级是县域经济高质量发展的关键路径(梁洁莹等,2023)^[4]。二是关于创新与县域经济发展的关系研究。创新对县域经济增长具有显著促进作用,知识产权丰富的县域经济增长十分显著(黄凯南等,2023)^[5]。然而,相关实证文献对国家级创新型县(市)的研究大多限于对其内部耦合协调水平和创新效率的评价及影响因素分析(张旭等,2020;董克勤等,2021;汪永生等,2021)^[6-8],鲜有文献基于全国层面的数据深入探究国家级创新型县(市)建设的经济效应。

有鉴于此,本文探讨国家级创新型县(市)建设对县域经济发展的影响及其作用机制和异质性效应,并采用2012—2022年2645个县域的面板数据,将2018年首批国家级创新型县(市)建设作为准自然实验,运用PSM-DID方法进行实证检验。本文的边际贡献主要在于:第一,丰富了国家级创新型县(市)建设的政策效应研究。目前,相比其他试点政策,对国家级创新型县(市)建设政策效应的实证研究较为缺乏,本研究为县域创新驱动政策的经济发展效应提供了新的经验证据。第二,从创新驱动视角深化和拓展了县域经济研究。本文将创新型县(市)建设这一国家主导的创新驱动政策纳入县域经济分析框架,揭示了宏观创新政策对县域经济系统的结构性影响,为深入理解政府与市场在县域创新和发展中的协同作用提供了新的视角。第三,从政策实施前试点县域的经济基础(创业活跃度、工业化水平、经济发展水平)角度进行政策效应的异质性分析,并进一步考察试点县域经济运行状态(市场化程度、数字技术水平)对政策效应的调节作用,为相关政策效应研究提供了思路借鉴。

二、制度背景与理论分析

1. 制度背景

县域经济作为国民经济的基层单元,构成了经济发展的微观基础,不仅是推进乡村振兴战略的主战

^① 为表述方便,本文将开展首批国家级创新型县(市)建设的县域称为“试点县域”。

场,更是实施创新驱动发展战略、实现共同富裕的重要载体。同时,县域发展在促进区域协调发展中发挥着基础性作用,对中国式现代化建设具有举足轻重的战略意义(王业强等,2025)^[2]。党的十八大以来,政府高度重视创新驱动县域经济高质量发展的重要作用。2017年,国务院办公厅发布《关于县域创新驱动发展的若干意见》(国办发〔2017〕43号,以下简称《意见》),指出“实施创新驱动发展战略,基础在县域,活力在县域,难点也在县域”,要“以建设创新型县(市)和创新型乡镇为抓手,深入推动大众创业、万众创新,整合优化县域创新创业资源,构建多层次、多元化县域创新创业格局,推动形成县域创新创业新热潮,以创业带动就业,培育新动能、发展新经济,促进实现县域创新驱动发展”,并提出“到2030年,县域创新驱动发展环境进一步优化,创新能力大幅提升,创新创业活力有效释放,产业竞争力明显增强,城乡居民收入显著提高,生态环境更加友好,为跻身创新型国家前列提供有力支撑”的目标。科技部积极响应,于2018年发布了《关于首批创新型县(市)建设名单公示的公告》,共有52个县(市)入选;2019年又印发了《创新驱动乡村振兴发展专项规划(2018—2022年)》,再次强调要大力实施创新驱动发展战略和乡村振兴战略。

在政策指导和支持下,首批建设国家级创新型县(市)的县(市)围绕《意见》的重点任务,结合自身实际实施了一系列政策措施。例如:针对加快产业转型升级这一重点任务,福建福清市通过做大做强数字经济核心产业,加快工业互联网平台建设,以数字赋能各行各业转型升级,推动传统产业高端化、智能化、绿色化发展;针对培育壮大创新型企业这一重点任务,河北正定县大力实施科技企业培育工程,通过建立逐级培育体系精准扶持创新型中小企业成长,优化创新生态体系,促进科技型中小企业成长;针对集聚创新创业人才这一重点任务,山西交城县通过“外引内培+平台共建+服务升级”机制,实现精准引才聚才,优化人才发展环境,完善人才全周期服务保障体系;针对加强创新创业载体建设这一重点任务,重庆奉节县积极拓展协同创新格局,加入科技部“100+N”开放协同创新体系,大力推进众创空间、“星创天地”等创新平台建设;四川金堂县推行“创业苗圃+孵化器+加速器+产业园”的阶梯型孵化,鼓励和支持企业与高校院所共建产学研联合实验室等研发载体,不断提升科技型中小企业孵化能力。

2022年,科技部印发《“十四五”县域创新驱动发展专项规划》,指出“首批52个创新型县(市)建设扎实推进,成为县域创新驱动发展的标杆”。同年,科技部公布首批创新型县(市)验收通过名单,52个县中有47个县通过验收,达成率超90%。基于首批创新型县(市)建设的成功经验与示范效应,2023年科技部发布《科技部关于开展第二批创新型县(市)建设工作的通知》,开展新一轮国家级创新型县(市)建设工作,共有92个县(市)入选第二批创新型县(市)建设名单。

2. 创新型县(市)建设对试点县域经济发展的影响

国家级创新型县(市)建设的主要目标是改善县域创新驱动发展环境和增强县域创新驱动发展能力,基于此,确定了要加快产业转型升级、培育壮大创新型企业、集聚创新创业人才、加强创新创业载体建设等重点任务,这些重点任务的持续推进直接作用于县域经济发展的各个关键环节,激发县域经济发展的内生动力,从而显著提升县域经济发展的质量、效益和可持续性。具体而言:首先,通过财政奖补、税收优惠、研发费用加计扣除等一系列措施,降低企业研发投入成本,撬动企业生产、研发投入资金,提高社会投资规模,进而在投资乘数作用下直接拉动县域经济增长(王修华等,2025)^[9]。其次,从产业结构升级角度来看,相关政策引导和推动县域经济从传统的资源依赖型向技术密集型、创新驱动型转型,促进产业链条延长、产业结构优化,从而显著提升县域经济发展的质量和效率(刘立云等,2024)^[3]。最后,相关政策致力于“有为政府”和“有效市场”的良性互动,通过营造良好的营商环境培育壮大创新型企

业、促进创新创业发展,通过提高市场化水平激发全社会创新创业活力、释放市场主体内生动力,为县域经济健康发展提供持续动能。

基于上述分析,本文提出研究假说 H1:创新型县(市)建设显著提升了试点县域的经济发展水平。

3. 创新型县(市)建设、技术创新与县域经济发展

技术创新是经济发展的核心驱动力。根据内生增长理论,知识与技术领域具有规模收益递增的特征,且技术创新活动具有显著的正外部性,能够对经济发展产生持续而深远的影响(Aminullah, 2024)^[10];持续投资技术创新活动能够带来长期的经济增长,特别是投资实体经济的技术创新活动能够为实体经济提质增效,从而促进经济发展(Ma et al., 2024)^[11]。国家级创新型县(市)建设有助于推动各类创新资源在试点县域空间集聚与整合,提高创新要素的配置效率,重塑县域创新生态系统,有效激励创新主体积极开展技术创新活动,进而推动经济持续增长。根据增长极理论,国家级创新型县(市)建设会促使优势产业和高端资源向试点县域集中,尤其是会吸引大量技术人才集聚,从而激活试点县域的技术创新源动力,提高试点县域的技术创新能力和水平,并推动试点县域产业结构转型升级,增强试点县域可持续发展能力。根据产品生命周期理论,企业通过持续技术创新能够不断提升市场竞争力(杨国镯等,2025)^[12]。对于初创企业而言,技术创新能够实现快速成长,提高核心竞争力,建立市场优势;对于成熟或者衰退阶段的企业而言,技术创新能够推动实现转型升级,重塑竞争优势。通过不断的技术创新,能够激发微观主体内生增长潜力,使其在激烈的市场竞争中保持优势,为县域经济发展注入活力。

基于上述分析,本文提出假说 H2:创新型县(市)建设通过促进技术创新提升试点县域的经济发展水平。

4. 县域经济基础与创新型县(市)建设的经济发展效应

国家级创新型县(市)建设通过促进技术创新这一关键路径推动试点县域经济发展,但在政策实施前不同的试点县域具有不同的技术创新能力和水平,这可能导致创新型县(市)建设的政策效应在不同县域表现出异质性。县域技术创新水平与其创业活跃程度和工业化进程紧密相关。创业活动是技术创新的重要来源(Sottini et al., 2025)^[13],其通过对新模式、新业态、新技术的不断探索,为区域技术创新水平的提升提供持续动力;工业化则通过创造丰富的技术应用场景和市场需求(Taddeo et al., 2017)^[14],促成技术创新的转化和扩散;此外,创业活动有助于产业结构升级(魏滨辉等,2023)^[15],进而推动工业化发展(潘丹丹,2025)^[16],二者相辅相成,共同塑造创新驱动发展的良性循环。创业活动既能通过提供更多就业岗位减少失业率,提高居民收入水平和消费水平(李佳馨等,2025)^[17],也能通过提高社会投资水平直接促进县域经济发展(Gu et al., 2021)^[18];工业化有助于提高生产效率,优化产业结构,并能够为当地政府带来更多的税收收入,进而通过改善基础设施、教育卫生等公共服务进一步促进县域经济发展。创业发展和工业化是县域经济发展的重要组成部分,县域技术创新水平与经济发展水平高度相关。基于此,本文认为:由于县域创新驱动发展受制于其经济基础,国家级创新型县(市)建设对经济发展的促进作用可能因试点县域经济基础(包括创业活跃度、工业化水平、经济发展水平等)的差异而不同。

创业活动是产生技术创新成果的重要来源之一。基于市场需求开展的创业活动能够加速市场化进程,促进知识溢出和技术扩散,提升县域整体技术创新水平(刘嘉慧等,2023)^[19]。同时,技术创新能够为创业者提供市场竞争力,并激励市场主体积极开展创业活动,促进县域创业活跃度的提升(唐家龙等,2021)^[20]。因此,在创业活跃度较高的县域,资源要素配置相对有效,创新创业生态体系较为完善,在边际报酬递减规律的作用下,政策干预所能带来的创新创业增长空间相对有限。而在创业活跃度较

低的县域,创新创业面临较大的制度性障碍与资源约束(郑晓冬等,2025)^[21],政策干预能够产生较强的边际增长效应。此外,国家级创新型县(市)建设政策强调加强创新创业载体建设,如兴建一批低成本、便利化、全要素、开放式的众创空间、“星创天地”,这将有效降低创业门槛,会对创业活跃度原本较低的试点县域产生更强的创业活力激发作用。

县域工业化水平的提升为技术创新提供了丰富的实践场景和市场需求,有助于技术创新成果在产业链中迭代验证,激励创新主体持续开展技术研发活动,从而提升县域整体的技术创新水平(Zhou et al.,2020)^[22]。县域技术创新水平的提升会促进制造业转型升级(宋林等,2020)^[23],为新型工业化建设提供核心动力支持,推动县域工业发展由要素驱动向创新驱动转变,实现县域工业化水平的整体跃升(Xia et al.,2024)^[24]。因此,在工业化水平较高的县域,产业体系相对成熟,基础设施与配套服务体系较为完善,各类生产要素资源相对丰裕,政策干预需要突破既有发展模式的路径依赖,见效周期可能较长。相比之下,在工业化水平相对较低的县域,产业发展处于初级阶段,存在基础设施薄弱、技术支撑不足等问题,政策干预往往能够快速激活其经济发展潜力。

同理,在经济发展水平较低的县域,由于基础设施不完善、工业基础薄弱、产业链条短,且市场主体偏少、创新资源不足(Chaudhary et al.,2024)^[25],创新创业发展滞后,创新驱动发展的内生动力不足,而国家级创新型县(市)建设着力推动产业转型升级、培育壮大创新型企业、集聚创新创业人才、加强创新创业载体建设,能够有效解决其内生动力不足等问题,从而产生显著的经济发展水平提升效应。总之,从经济基础的角度来看,国家级创新型县(市)建设对试点县域经济发展的促进作用表现出明显的低基数效应和后发优势,即对经济基础较差(创业活跃度、工业化水平、经济发展水平较低)的县域具有更显著的经济发展促进效应。这也意味着,作为推动创新驱动发展战略向基层延伸的重要举措,国家级创新型县(市)建设不仅能促进试点县域的经济发展,还有助于缩小县域经济发展差距,促进区域协调发展。

基于上述分析,本文提出以下假说:

H3a:创新型县(市)建设对创业活跃度较低试点县域经济发展的促进效应更强。

H3b:创新型县(市)建设对工业化水平较低试点县域经济发展的促进效应更强。

H3c:创新型县(市)建设对经济发展水平较低试点县域经济发展的促进效应更强。

5. 县域经济运行与创新型县(市)建设的经济发展效应

政策效果是多种因素综合作用的结果,不仅受经济基础的影响,还受经济运行状态的影响。在市场经济体制中,市场在资源配置中起决定性作用,而在持续深化市场化改革过程中,我国各县域的市场化水平并不一致,导致不同县域的市场运行效率存在显著差异。同时,除制度变革外,技术进步也是改善市场运行机制的有效路径,尤其是数字技术的应用能够通过降低信息不对称、强化市场主体网络联系等路径显著提高市场配置资源的效率。基于此,本文进一步分析县域市场化程度和数字技术水平对国家级创新型县(市)建设促进试点县域经济发展的调节作用。市场化水平综合反映了一个地区的资源配置效率、市场机制的完善程度以及“有为政府”和“有效市场”的结合程度。市场化程度越高,意味着市场机制越完善,资源配置效率越高,经济运行状态越好,企业对政策越敏感,政策越容易被市场吸收,从而使政策资源更容易转化为实际的经济产出(Zhang et al.,2025)^[26]。数字技术的应用,如互联网、云计算、大数据、人工智能等,不仅有利于加速信息和技术传播、优化创新创业生态系统(王奇等,2023)^[27],而且还有利于政策的传达、落实以及对政策执行的监管,并降低政策试错成本、扩大政策示范效应,从而显著提高政策实施的经济效应。总之,县域市场化程度和数字技术水平的提升,不仅意味着县域经济运

行的改善,还能够强化国家级创新型县(市)建设对经济发展的促进效应。

基于上述分析,本文提出以下假说:

H4a:试点县域市场化程度的提高能够正向调节创新型县(市)建设对经济发展的促进作用。

H4b:试点县域数字技术水平的提高能够正向调节创新型县(市)建设对经济发展的促进作用。

三、实证检验设计

1. 基准模型构建

为检验国家级创新型县(市)建设对试点县域经济发展水平的影响,本文以2018年启动的首批国家级创新型县(市)建设为准自然实验,构建如下双重差分模型(DID):

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

其中,下标*i*和*t*分别代表县域和年份, μ_i 和 ν_t 分别表示个体(县域)固定效应和时间(年份)固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。为减少低估标准误的风险,提高统计推断的稳健性,本文将标准误聚类到县域层面,以有效控制组内相关性。

被解释变量(Y_{it})为“夜间灯光均值”。借鉴卢盛峰和张浩天(2024)^[28]的方法,采用夜间灯光均值衡量县域经济发展水平。夜间灯光与经济活动具有强相关性,且夜间灯光数据能避免统计口径、区域划分变化等导致的数据失真,因此,采用夜间灯光数据刻画经济发展水平具有一定合理性,且多被运用于县域经济发展研究(张楠等,2023)^[29]。

核心解释变量(DID_{it})为政策变量,即政策冲击虚拟变量(52个试点县域赋值为1,其他县域赋值为0)与政策时间虚拟变量(2018年及之后年份赋值为1,否则赋值为0)的交互项系数。

借鉴梁洁莹等(2023)^[4]、黄凯南和张继武(2023)^[5]的研究,选取以下控制变量($control_{it}$):一是“医疗水平”,用医疗卫生机构床位数的自然对数值衡量;二是“人力资本”,用小学在校学生数的自然对数值衡量;三是“财政支出水平”,用一般公共预算支出的自然对数值衡量;四是“产业结构”,用第三产业增加值与第二产业增加值之比衡量;五是“金融发展水平”,用各类金融机构年末贷款余额的自然对数值衡量;六是“工业企业数量”,用规模以上工业企业数的自然对数值衡量。

2. 中介机制检验方法

在基准模型的基础上,构建如下中介效应检验模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \theta_0 + \theta_1 DID_{it} + \theta_2 M_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

其中, M_{it} 为中介变量“技术创新水平”,其他符号同基准模型。参考屈天佑和李娜(2024)^[30]的方法,采用县域发明专利与实用新型专利申请总数(百件)衡量县域技术创新水平(“技术创新水平1”)。同时,考虑到绝对数可能受人口规模影响,采用每万人发明专利与实用新型专利申请数作为衡量县域技术创新水平的另一指标(“技术创新水平2”)。此外,借鉴姚加权等(2024)^[31]的研究思路,通过Bootstrap检验和Sobel检验对回归结果做进一步判断。

3. 异质性与调节效应分析方法

本文采用分组检验的方法,从创业活跃度、工业化水平、经济发展水平三个维度进行异质性分析。

选取以下分组变量:一是“创业活跃度”,参考白俊红等(2022)^[32]的做法,以县域每百人新创企业数衡量;二是“工业化水平”,以第二产业增加值与GDP之比衡量;三是“经济发展水平”,以人均GDP(千元)衡量。

为进一步考察市场化程度和数字技术水平的调节效应,构建以下计量模型:

$$Y_{it} = \eta_0 + \eta_1 DID_{it} \times X_{it} + \eta_2 DID_{it} + \eta_3 X_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

其中, X_{it} 为调节变量,其他变量同基准模型。选取以下两个调节变量:一是“市场化程度”,用县域所属省份的樊纲市场化指数衡量;二是“数字技术水平”,借鉴孙勇等(2022)^[33]的方法,用县域数字经济对应技术领域专利申请量的自然对数值衡量。

4. 样本选择与数据处理

本文以我国县域为研究样本,考虑到第二批国家级创新型县(市)建设于2023年启动,将样本期间设定为2012—2022年。数据来源包括:(1)县域社会经济数据源自相应年度《中国县域统计年鉴》;(2)实验组的确定根据科技部公布的《关于首批创新型县(市)建设名单公示的公告》^①;(3)县域层面的NPP/VIIRS夜间灯光数据来自美国国家海洋大气管理局(NOAA)下属的国家环境信息中心(NCEI);(4)县域层面的新创企业数量根据工商注册信息整理;(5)县域专利数据根据国家知识产权局公开的数据整理。

同时,考虑到处理组样本较少,并为缓解实验组与对照组事前特征差异带来的样本选择偏误,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对样本进行筛选和匹配。由于按年份进行逐期匹配会导致不同年份的匹配样本之间缺乏可比性,参考陈博文和杨福霞(2024)^[34]的方法,将面板数据视为截面数据,并采用半径匹配方法进行匹配。表1汇报了实验组与对照组协变量(即基准模型的控制变量)的平衡性检验结果,匹配后的所有协变量t统计量的P值均大于0.100,且标准化偏差绝对值均小于5%,表明通过匹配基本上消除了协变量在实验组与对照组之间的差异,满足平衡性假设。表2为PSM匹配后的变量描述性统计结果。

表1 PSM匹配的平衡性检验结果

变 量	是否匹配	实验组均值	对照组均值	偏差/%	偏差减少/%	t统计量	t检验的P值
医疗水平	匹配前	7.843	7.311	58.600	92.600	13.910	0.000
	匹配后	7.817	7.778	4.300		0.740	0.461
人力资本	匹配前	10.472	10.098	41.400	91.400	9.350	0.000
	匹配后	10.448	10.416	3.600		0.620	0.537
财政支出水平	匹配前	13.130	12.589	76.400	98.200	20.440	0.000
	匹配后	13.094	13.084	1.400		0.220	0.826
产业结构	匹配前	1.021	1.360	-29.700	95.200	-5.590	0.000
	匹配后	1.024	1.041	-1.400		-0.340	0.737
金融发展水平	匹配前	14.770	13.619	91.800	98.900	23.200	0.000
	匹配后	14.715	14.703	1.000		0.160	0.876
工业企业规模	匹配前	5.200	3.978	89.300	98.300	21.010	0.000
	匹配后	5.149	5.129	1.500		0.250	0.802

^① 实验组的52个县(市)来自28个省份,既包括东部的昆山市、江阴市等发达县域,也包括中西部欠发展的县域,地域覆盖东、中、西部三大经济带,经济发展规模层次不一,体现了政策设计的普惠性与平衡性,也为考察政策效果的异质性提供了较好的实证样本。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量名	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
被解释变量	夜间灯光均值	11.157	15.522	0.000	63.000	29 095
核心解释变量	DID_u	0.008	0.091	0.000	1.000	29 095
控制变量	医疗水平	7.270	1.003	2.303	10.063	23 288
	人力资本	10.073	0.966	4.718	12.641	25 602
	财政支出水平	12.545	0.700	8.579	16.652	26 952
	产业结构	1.527	2.404	0.035	85.200	26 131
	金融发展水平	13.574	1.336	3.296	18.715	23 075
	工业企业数量	4.027	1.341	0.000	8.367	23 592
中介变量	技术创新水平 1	5.836	16.907	0.020	437.560	24 494
	技术创新水平 2	7.549	15.989	0.007	446.656	19 344
分组变量	创业活跃度	4.517	0.690	0.000	8.333	21 446
	工业化水平	0.407	0.159	0.012	0.965	26 133
	经济发展水平	48.839	36.989	4.142	414.179	17 128
调节变量	市场化程度	8.026	2.064	-0.161	12.864	29 095
	数字技术水平	3.347	2.007	0.000	9.822	25 153

四、实证检验结果分析

1. 平行趋势检验与 PSM-DID 基准回归

采用双重差分法需要满足平行趋势假设,即在外生政策冲击发生之前实验组和对照组的被解释变量应具有相似的演变趋势。为防止多重共线性,本文借鉴李泽浩等(2025)^[35]的做法,以政策实施前 1 期(2017)作为基期进行平行趋势检验,并将政策发生 4 年前($t < -5$)的数据纳入 -4 年期($t = -4$),政策发生 3 年后($t > 3$)的数据纳入 3 年期($t = 3$)。平行趋势检验结果如图 1 所示,在政策实施之前,估计系数均不显著异于 0,即实验组和对照组在政策实施之前的经济发展水平无显著差异,满足平行趋势假设;政策实施当年及以后,政策效应系数均显著大于 0,即实验组的经济发展水平显著高于对照组,表明政策效应显著并具有一定的连续性。

采用 PSM-DID 法的基准回归结果见表 3。列

(1)未加入控制变量,列(2)加入了部分控制变量,列(3)加入了全部控制变量, DID_u 的回归系数均在 1% 的显著性水平下为正,表明国家级创新型县(市)建设显著提高了试点县域的经济发展水平,假说 H1 得到验证。进一步参考方锦程等(2023)^[36]的做法,基于列(3)的回归结果,计算得到该影响的经济显著性为 13.50%(自变量回归系数与因变量均值之比),即国家级创新型县(市)建设使试点县域的夜间灯光均值平均上升了县域夜间灯光均值平均水平的 13.50%。可见,国家级创新型县(市)建设对试点县域经

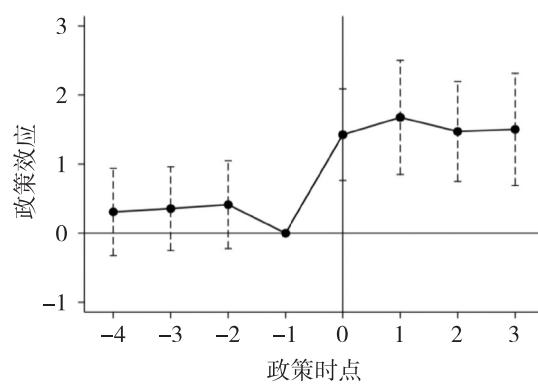


图 1 平行趋势检验结果

济发展的促进效应不仅具有统计显著性,还具有经济显著性。

表3 基准回归结果

变 量	夜间灯光均值		
	(1)	(2)	(3)
DID_i	1. 602 *** (0. 471)	1. 484 *** (0. 433)	1. 506 *** (0. 424)
医疗水平		0. 062 (0. 142)	0. 057 (0. 140)
人力资本		2. 199 *** (0. 273)	2. 193 *** (0. 271)
财政支出水平		1. 340 *** (0. 196)	1. 481 *** (0. 193)
产业结构			-0. 238 *** (0. 053)
金融发展水平			0. 495 *** (0. 161)
工业企业数量			-0. 852 *** (0. 098)
常数项	5. 662 *** (0. 005)	-33. 876 *** (3. 835)	-38. 574 *** (4. 302)
县域和年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	21 141	21 141	21 141
调整 R^2	0. 941	0. 943	0. 945

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为聚类到县域层面的稳健标准误,下表同。

2. 稳健性检验

本文采用 PSM-DID 法进行基准回归,在一定程度上缓解了内生性问题。为了进一步确保研究结果的可靠性,进行以下稳健性检验:

(1) 安慰剂检验。基准回归的结果有可能是因一些不可观测的因素或者遗漏变量所致,对此,本文进行安慰剂检验。具体而言,用事前的夜间灯光均值数据构建一个备选矩阵,通过不放回抽样技术将其随机分配至各县域,随机生成与基准回归相同数量的实验组,重复进行 500 次,得到伪政策变量估计系数的核密度图以及 p 值散点分布图(见图 2)。可以看出,伪政策变量的估计系数均值集中在 0 附近,并明显远离基准模型的估计系数(1.506,对应左图的垂直虚线),且绝大部分 p 值大于 0.1。因此,基准回归结果不存在由其他不可观测因素或者遗漏变量带来的估计偏误,本文的分析结果稳健。

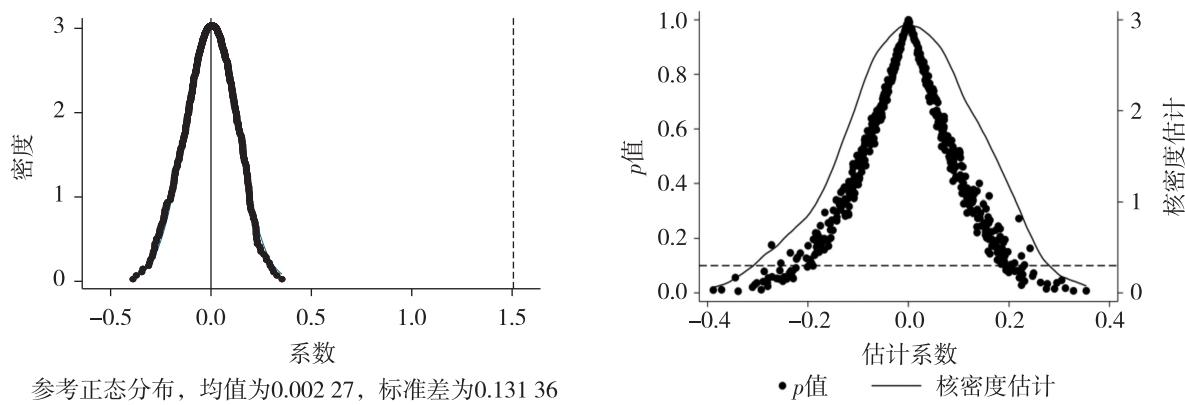


图 2 安慰剂检验结果

(2) 替换被解释变量。考虑到GDP是衡量经济发展水平的常用指标,采用“人均GDP”替换“夜间灯光均值”进行稳健性检验,回归结果见表4的列(1)。

(3) 剔除贫困县样本。在样本期间,贫困县能够获得国家提供的多种形式的资源支持,如财政补贴、技术援助等,这些支持措施可能对基准模型回归结果产生影响,放大实际的政策效应。因此,剔除国家级贫困县样本后重新进行检验,回归结果见表4的列(2)。

(4) 改变聚类层面。在基准回归中,本文对标准误进行基于县域层面的聚类调整。考虑到同一市内的不同县或者同一省内的不同县面临同样的地方性政策、经济发展趋势等未观测因素,而这些因素可能会导致各县之间的误差项存在相关性。因此,分别将聚类标准从县域层面改为城市层面和省份层面,检验结果见表4的列(3)(4)。

(5) 更换固定效应。基准模型控制了县域和年份固定效应,改为控制城市和年份固定效应、控制省份和年份固定效应,分别重新进行检验,回归结果见表4的列(5)(6)。

(6) 增加控制变量。数字普惠金融的发展降低了金融服务门槛、扩大了信贷获取渠道、提高了金融服务的可得性,能够促进个人和企业的消费和投资,进而促进县域经济发展。因此,借鉴尹志超等(2023)^[37]的做法,以北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数衡量县域数字普惠金融水平,将其加入基准模型重新进行检验,回归结果见表4的列(7)。考虑到初始条件偏差可能导致估计结果偏误,借鉴米晶等(2025)^[38]的思路,采用县域经济发展水平与全国县域经济发展水平中位数之比来衡量县域经济发展差距,对其进行控制以减少初始条件差异对回归结果的干扰;同时,考虑到地区经济发展水平受人口规模的影响,采用户籍人口数的自然对数值衡量县域人口规模。在基准模型中同时加入上述3个变量,检验结果见表4的列(8)。由于县域数字普惠金融指数统计的起始年份为2014年,本部分检验的样本期间为2014—2022年。

上述稳健性检验均支持“国家级创新型县(市)建设显著促进了试点县域经济发展”的结论,表明本文的研究结论具有良好的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变 量	人均GDP		夜间灯光均值					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DID_{it}	6.539 *** (2.362)	1.210 *** (0.419)	1.506 *** (0.413)	1.506 *** (0.362)	1.774 * (0.916)	2.886 ** (1.239)	0.952 ** (0.374)	1.008 *** (0.368)
数字普惠金融水平						-0.035 *** (0.004)	-0.035 *** (0.004)	
经济发展差距							-0.288 ** (0.121)	
人口规模								3.375 *** (0.780)
观测值	13 868	13 211	21 141	21 141	21 182	21 183	15 825	15 808
调整 R^2	0.911	0.952	0.945	0.945	0.711	0.540	0.959	0.959

注:本表(3)(4)列的稳健标准误分别聚类到城市层面和省份层面;(5)(6)列分别控制城市和年份固定效应、省份和年份固定效应,其他模型控制县域和年份固定效应;限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

3. 中介机制检验

国家级创新型县(市)建设致力于提升试点县域的技术创新能力和水平,并重视发挥技术创新在县域经济发展中的支撑引领作用,大力推动科技进步与经济发展的深度融合,能够有效激发县域技术创新活力,进而以技术创新驱动县域经济发展。技术创新的中介效应检验结果见表 5。其中:列(1)为基准回归结果,表明国家级创新型县(市)建设显著促进了试点县域经济发展,总效应为 1.506。列(2)和列(4)检验国家级创新型县(市)建设对中介变量(两个技术创新水平指标)的影响,结果表明国家级创新型县(市)建设显著提升了试点县域技术创新水平。列(3)和列(5)在基准模型中加入中介变量, DID_u 的系数依旧显著为正,且较列(1)的系数有所减小;同时,中介变量的系数显著为正,表明技术创新水平的提升对县域经济发展水平具有显著正向影响。上述结果表明,技术创新在国家级创新型县(市)建设促进县域经济发展中发挥了显著的部分中介作用。为进一步验证中介效应的存在,分别进行 Bootstrap 检验和 Sobel 检验。Bootstrap 抽样检验结果显示两种中介效应 99% 的置信区间均不包含 0,Sobel 检验的 Z 统计量分别为 2.312 和 2.470(P 值分别为 0.021 和 0.013),均验证了部分中介效应的存在,且中介效应占总效应的比例分别达到 34.76% 和 28.01%。由此,本文的研究假说 H2 得以验证,国家级创新型县(市)建设能够通过提高试点县域的技术创新水平促进其经济发展。

表 5 中介效应检验结果

变 量	夜间灯光数据	技术创新水平 1	夜间灯光均值	技术创新水平 2	夜间灯光均值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID_u	1.506 *** (0.424)	5.453 ** (2.172)	0.866 ** (0.425)	4.487 *** (1.697)	0.773 * (0.448)
技术创新水平 1			0.096 *** (0.016)		
技术创新水平 2					0.094 *** (0.014)
观测值	21 141	18 022	18 022	14 704	14 704
调整 R^2	0.945	0.784	0.952	0.771	0.952
Bootstrap 检验		99% 的置信区间: [0.295, 0.750]		99% 的置信区间: [0.203, 0.640]	
Sobel 检验		Z 统计量: 2.312 **		Z 统计量: 2.470 ***	
中介效应占比		34.76%		28.01%	

4. 异质性分析

(1)创业活跃度异质性。参考白俊红等(2022)^[32]的做法,以政策实施前(2017 年)的县域创业活跃度(每百人新创企业数)均值为分组依据,将样本划分为“创业活跃度低”“创业活跃度高”两组,分组检验结果见表 6 的列(1)(2)。在两组样本中, DID_u 的回归系数均显著为正,但“创业活跃度低”组的系数显著大于“创业活跃度高”组(费舍尔检验的经验 P 值为 0.083),表明国家级创新型县(市)建设对创业活跃度较低试点县域经济发展的促进作用更强,本文的研究假说 H3a 得以验证。

(2)工业化水平异质性。参考吴志祥等(2024)^[1]的做法,以政策实施前(2017 年)的县域工业化水平(第二产业增加值占 GDP 比例)均值为分组依据,将样本划分为“工业化水平低”和“工业化水平高”两组,分组检验结果见表 6 的列(3)(4)。 DID_u 的回归系数,在“工业化水平低”组显著为正,而在“工业

化水平高”组为正但不显著(且系数显著小于“工业化水平低”组),表明国家级创新型县(市)建设显著促进了工业化水平较低试点县域的经济发展,而对工业化水平较高试点县域经济发展的促进作用不显著,本文的研究假说 H3b 得以验证。

(3)经济发展水平异质性。以政策实施前(2017 年)的县域经济发展水平(人均 GDP)均值为分组依据,将样本划分为“经济水平低”和“经济水平高”两组,分组检验结果见表 6 的列(5)(6)。在两组样本中, DID_u 的回归系数均显著为正,但“经济水平低”组系数的绝对值更大,且组间系数差异显著(费舍尔检验的经验 P 值为 0.000),表明国家级创新型县(市)建设对经济发展水平较低试点县域经济发展的促进作用更强,本文的研究假说 H5c 得以验证。

表 6 异质性分析结果

变 量	夜间灯光均值					
	创业活跃度低 (1)	创业活跃度高 (2)	工业化水平低 (3)	工业化水平高 (4)	经济水平低 (5)	经济水平高 (6)
DID_u	1.855 ***(0.108)	1.151 ***(0.387)	1.534 ***(0.720)	0.486(0.537)	2.592 *(1.526)	0.948 **(0.452)
观测值	4 198	12 667	13 902	7 099	6 672	14 299
调整 R^2	0.940	0.958	0.942	0.958	0.905	0.952
经验 P 值	0.083 *		0.026 ***		0.000 ***	

注:经验 P 值为自体抽样(Bootstrap)1 000 次的费尔舍检验结果。

上述异质性分析结果表明,试点县域在政策实施前的经济基础会对政策效果产生影响。在经济基础较差的县域表现出显著的低基数效应:由于初始创新基础薄弱、创业环境欠佳(创业水平较低),产业结构升级空间较大、制度弹性和发展潜力较强(工业化水平较低),存在显著的后发优势(经济发展水平较低),政策干预的边际提升空间较大,因而国家级创新型县(市)建设能够发挥较强的创新创业和产业发展促进效应。而在经济基础较好的县域则受到边际报酬递减规律的制约:由于制度环境和资源配置较为完善、产业体系较为成熟,创新创业的边际收益趋于递减,加之发展中形成的路径依赖明显,新要素和新模式的嵌入难度较大,政策干预的边际效应较弱,因而国家级创新型县(市)建设对经济发展的促进作用较弱。

5. 调节效应检验

分别以“市场化程度”(县域所属省份的樊纲市场化指数)和“数字技术水平”(县域数字经济对应技术领域专利申请量取对数)为调节变量的调节效应检验结果见表 7。“ $DID_u \times$ 市场化程度”和“ $DID_u \times$ 数字技术水平”的回归系数均在 1% 的显著性水平上为正,表明试点县域市场化程度和数字技术水平的提升增强了国家级创新型县(市)建设对经济发展的促进作用,本文的研究假说 H4a 和 H4b 得以验证。市场化程度提高意味着市场机制更成熟、资源配置效率更高、政府与市场关系更和谐,有利于畅通政策传导机制,使政策刺激更容易被市场吸收,并快速转化为实际的创新成果和经济绩效。数字技术水平的提升一方面有利于市场机制的完善,另一方面为政策实施提供了更好的技术支撑与运行环境,能够有效加快政策传导速度,增强政策触达精准性,并提升市场主体的政策敏感度和政策利用度。因此,试点县域以市场化程度和数字技术水平提升为表征的经济运行改善,会显著强化国家级创新型县(市)建设的经济发展促进效应。

表 7 调节效应检验结果

变 量	夜间灯光均值	
$DID_a \times$ 市场化程度	0.790 *** (0.108)	
$DID_a \times$ 数字技术水平		0.567 *** (0.106)
DID_a	-5.798 *** (0.967)	-1.267 ** (0.552)
市场化程度	-0.169 *** (0.055)	
数字技术水平		0.044 (0.033)
观测值	21 141	18 076
调整 R^2	0.945	0.950

五、结论与启示

本文以 2012—2022 年我国县域面板数据为样本,将国家级创新型县(市)建设作为一项准自然实验,用夜间灯光均值衡量县域经济发展水平,运用 PSM-DID 方法检验创新驱动政策对县域经济发展的影响,研究表明:国家级创新型县(市)建设显著促进了试点县域的经济发展,该结论在经过一系列稳健性检验后依旧成立;国家级创新型县(市)建设通过提高试点县域的技术创新水平促进经济发展;国家级创新型县(市)建设对经济发展的促进效应大小受政策实施前试点县域经济基础的影响,表现为创业活跃度较低、工业化水平较低、经济发展水平较低的县域受政策影响更大,这表明创新驱动政策对经济发展的促进存在低基数效应,有助于缩小区域差距;试点县域经济运行的改善能够增强创新驱动政策的经济发展效应,表现为市场化程度和数字技术水平的提高会强化国家级创新型县(市)建设对经济发展的促进作用。本文的研究结论对于推进创新驱动发展战略、推动县域经济高质量发展具有重要的启示意义:

第一,加大创新驱动发展战略在县域层面的实施力度。要适时扩围国家级创新型县(市)建设,并完善验收评估机制,形成具有约束力和高效执行力的验收体系,通过有效监督与实时反馈推进相关政策的落实和作用发挥。同时,要积极总结并推广具有典型示范效应的创新型县(市)建设经验,形成一套可复制、可推广的操作模式,发挥不同县域之间的协同作用,以点带面,加速提升全国县域创新能力,推动县域经济高质量发展。第二,在坚持创新型县(市)建设基本原则的同时,各省、市、县在建设过程中应因地制宜,采取差异化政策。要根据县域的要素禀赋、人口规模、产业结构与市场活力等因素,制定符合本地实际情况的创新驱动发展战略和具体措施。例如,对于创业活跃度、工业化水平和经济发展水平较低的县域,政府应当发挥更加积极的作用,加大政策支持力度,更有效地发挥政策效应,以充分利用后发优势,努力弥补发展短板,促进区域协调发展。第三,各县域应积极营造良好的创新环境,不断提升技术创新能力和水平。要鼓励创新,完善多元激励机制,搭建产学研合作平台,构建全方位、多层次的人才发展体系,加速科技成果转化,为县域创新提供活力,培育县域创新新形态。第四,各县域应主动融入全国统一大市场,完善市场机制,加快数字技术发展,不断改善县域经济运行状态。政府要加大力度促进资本、人才、技术等要素在城乡之间和区域之间的高效流动,提高县域市场化水平;同时,要加快布局 5G、物联网、工业互联网等新型基础设施建设,推动数字技术发展,为实体经济与数字经济深度融合提供有力支撑;进而充分发挥市场化和数字技术进步对政策效应的强化作用,推动县域经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 吴志祥,计小青,许泽庆.区域一体化与县域经济发展活力——基于长三角扩容的准自然实验[J].华东经济管理,100

2024,38(1):14-25.

- [2] 王业强,罗杨帆.县城新型城镇化建设能否促进县域经济高质量发展? [J].农村经济,2025(2):47-56.
- [3] 刘立云,张耀文.新质生产力赋能县域经济高质量发展:理论逻辑与实践进路[J].农村经济,2024(12):1-12.
- [4] 梁洁莹,刘小勇,张展培.金融改革与县域经济包容性增长——基于国家金融综合改革试验区设立的准自然实验[J].金融经济学研究,2023,38(4):39-54.
- [5] 黄凯南,张继武.知识产权强县工程的县域经济增长效应[J].中国经济问题,2023(5):82-98.
- [6] 张旭,袁旭梅,魏福丽.县域经济高质量发展内部耦合协调水平评价与障碍因子诊断——以国家级创新型县(市)为例[J].统计与信息论坛,2020,35(2):59-67.
- [7] 董克勤,邹小伟,张玲颖.国家创新型县(市)创新效率测度变化及影响因素研究[J].科技进步与对策,2021,38(23):49-55.
- [8] 汪永生,李桂君,李玉龙.国家首批创新型县(市)的科技创新效率评价[J].统计与决策,2021,37(6):175-178.
- [9] 王修华,欧阳佳俊,刘锦华.资本市场服务下沉何以支持县域经济增长——来自“资本市场县域工程”政策的经验证据[J].中国农村经济,2025(6):101-121.
- [10] AMINULLAH E. Forecasting of technology innovation and economic growth in Indonesia[J]. Technological Forecasting and Social Change,2024,202:123333.
- [11] MA J,SHANG Y,LIANG Z. National central cities,technological innovation, and economic growth[J]. Finance Research Letters,2024,67:105890.
- [12] 杨国镯,朱威伟,银燕.创新能力驱动企业异地投资的机制与反馈效应[J/OL].软科学,1-14(2025-08-01). <https://link.cnki.net/urlid/51.1268.G3.20250731.1742.006>.
- [13] SOTTINI A C M, ZUPIC I, GIUDICI A. Social entrepreneurship and social innovation: A bibliometric review and research agenda[J]. European Management Journal, 2025, 43(2): 182-193.
- [14] TADDEO R,IMBOLI A,IOPPOLO G,et al. Industrial symbiosis,networking and innovation:The potential role of innovation poles[J]. Sustainability,2017,9(2):169.
- [15] 魏滨辉,罗明忠,曾春影.劳动力返乡创业与县域产业结构升级:理论线索与经验证据[J].中国农村经济,2023(10):26-48.
- [16] 潘丹丹.创业、风险投资与县域产业结构[J].现代经济探讨,2025(5):80-90.
- [17] 李佳馨,谢智敏,蔡冬青.国家创业生态系统演化如何影响就业岗位创造? ——基于全球创业观察的动态 QCA 分析[J].人口与经济,2025(1):106-123.
- [18] GU W,WANG J,HUA X,et al. Entrepreneurship and high-quality economic development:Based on the triple bottom line of sustainable development[J]. International Entrepreneurship and Management Journal,2020,17(1):1-27.
- [19] 刘嘉慧,高山行,李炎炎.创业导向对原始性创新的影响研究——企业制度资本的中介作用[J].科学学与科学技术管理,2023,44(7):110-126.
- [20] 唐家龙,周子琳,张兴国,等.创新能否促进大众创业——基于微观调查与地级市匹配数据的实证研究[J].中国科技论坛,2021(2):169-178.
- [21] 郑晓冬,吴琪,周嫣然.营商环境优化与中小微企业创新:来自中国企业创新创业调查的经验证据[J].云南财经大学学报,2025,41(6):82-97.
- [22] ZHOU X,SONG M,CUI L. Driving force for China's economic development under Industry 4.0 and circular economy: Technological innovation or structural change? [J]. Journal of Cleaner Production,2020,271:122680.
- [23] 宋林,张杨.创新驱动下制造业的产业转型升级[J].西安交通大学学报(社会科学版),2020,40(1):38-47.
- [24] XIA L,HAN Q,YU S. Industrial intelligence and industrial structure change:Effect and mechanism [J]. International Review of Economics and Finance,2024,93:1494-1506.

- [25] CHAUDHARY S, KAUR P, FERRARIS A, et al. Connecting entrepreneurial ecosystem and innovation. Grasping at straws or hitting a home run? [J]. Technovation, 2024, 130: 102942.
- [26] ZHANG Z, LIU C. Marketization level, digital transformation, and corporate value [J]. Finance Research Letters, 2025, 84: 107779.
- [27] 王奇,牛耕,李涵.数字基础设施建设与金融包容性发展:中国经验[J].财贸经济,2023,44(7):91-107.
- [28] 卢盛峰,张浩天.政府邻近、公共投资与县域经济发展[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):111-128.
- [29] 张楠,高明,杨琳.突破传统行政区划与经济发展——来自城市区界重组的证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(11):158-179.
- [30] 屈天佑,李娜.数字经济发展对企业创新能力的影响——基于我国A股上市公司的经验证据[J].技术经济与管理研究,2024(2):49-55.
- [31] 姚加权,张锐澎,郭李鹏,等.人工智能如何提升企业生产效率?——基于劳动力技能结构调整的视角[J].管理世界,2024,40(2):101-116,133,117-122.
- [32] 白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
- [33] 孙勇,张思慧,赵腾宇,等.数字技术创新对产业结构升级的影响及其空间效应——以长江经济带为例[J].软科学,2022,36(10):9-16.
- [34] 陈博文,杨福霞.特色农业发展政策实施的县域经济增长效应——基于中国特色农产品优势区的评估[J].中国农村经济,2024(10):132-152.
- [35] 李泽浩,陈传龙,杨振.非正式环境规制的碳减排效应研究——来自ESG评级的准自然实验[J].西部论坛,2025,35(3):62-78.
- [36] 方锦程,刘颖,高昊宇,等.公共数据开放能否促进区域协调发展?——来自政府数据平台上线的准自然实验[J].管理世界,2023,39(9):124-142.
- [37] 尹志超,吴子硕.移动支付与县域经济增长[J].财经研究,2023,49(8):124-138.
- [38] 米晶,张莉琴,林万龙.县域帮扶政策实施是否缩小了县域间经济差距——基于自我发展能力的视角[J].中国农村经济,2025(7):165-185.

The Economic Development Effects of Innovation-Driven Policies in County-Level Regions: Empirical Evidence from National Innovative County Pilot Programs

JIN Xiao-shu, ZOU Tan-tan, YAN Hong

(Department of Regional Economics, Party School of the Sichuan Provincial Committee of the Communist Party of China,
Chengdu 610071, Sichuan, China)

Summary: Promoting high-quality development of county-level economies and accelerating the high-quality integration of urban and rural areas serve as crucial levers for constructing a new development paradigm. Innovation-driven development, by enhancing innovation levels within counties, can strengthen the endogenous growth momentum of county economies. However, existing literature remains insufficient in examining how innovation, viewed through the lens of innovation policy, elevates the development level of county economies,

particularly lacking research on how macro-level innovation policies enhance county economic development.

Based on the county-level panel data from 2012 to 2022, this paper uses the exogenous policy shock of the construction of the first batch of national innovative counties and adopts the PSM-DID method to systematically evaluate the impact of the implementation of the national innovative county policy on county-level economic development. The research results show that the construction of national innovative counties has a significant promoting effect on county-level economic development, and this effect still holds after a series of robustness tests. The mechanism test indicates that the construction of national innovative counties promotes county-level economic development by improving the county-level innovation level. The heterogeneity analysis reveals that in counties with low entrepreneurship levels, low industrialization levels, and low economic development levels, the construction of national innovative counties has a stronger promoting effect on their economic development, which reflects the regional balanced development effect of the policy. The moderating effect test shows that the marketization level and the digital technology level can positively moderate the promoting effect of the policy on county-level economic development.

Compared with previous studies, this paper makes expansions in the following two aspects. Firstly, it enriches research on evaluating national-level innovative county policies. By using the Difference-in-Differences (DID) method combined with Propensity Score Matching (PSM), this paper systematically identifies the net effect of the construction of national innovative counties on county-level economic development, and further reveals the internal mechanism, heterogeneity characteristics, and endowment adjustment effect of the policy. Second, it broadens the research perspective on the innovation-driven development of county-level economies. By integrating the state-led institutionalized innovation system of innovative county development into the analytical framework for county-level economic growth, this study constructs a theoretical framework and employs empirical analysis to reveal the structural impact of macro-level innovation policies on county-level economic systems. This provides fresh insights into understanding the synergistic role of government and market forces in county-level innovation.

This study, to a certain extent, reveals the intrinsic logic linking the development of national-level innovative counties with county-level economic growth. It assists government departments in enhancing endogenous development momentum within counties under the “innovation-driven development” strategy, thereby fostering the sustained advancement of county innovation alongside coordinated county-level economic development and elevating regional coordination levels. Additionally, the findings provide empirical evidence for further optimizing the implementation pathways of national-level innovative county policies, holding significant practical implications for promoting the formation of a new county-level economic development paradigm driven by innovation.

Keywords: county economy; innovation-driven development; innovation and entrepreneurship; industrialization; marketization; digital technology

CLC number:F124. 3; F127 **Document code:**A **Article ID:**1674-8131(2025)06-0088-16

(编辑:朱艳;刘仁芳)