doi. 10. 3724/1005-0566. 20251115

中国低碳试点政策的创新红利:基于税调数据库的经验证据

向　琳,艾洪山

(湖南大学经济与贸易学院,湖南　长沙　410079)

摘　要:随着全球气候变化问题的日益严峻,低碳发展已成为各国经济社会转型的重点方向。低碳城市试点政策作为推动绿色低碳发展的重要举措,对于促进企业技术创新、实现经济高质量发展具有重要意义。本文借助搜集整理2007—2016年国家税收调查数据库(NTSD)数据,并采用多时点双重差分模型考察了低碳城市试点政策对企业技术创新的影响。实证结果表明,政策基于增强绿色信贷支持、提升财政补贴强度及扩大绿色投资显著促进了企业技术创新,此促进效应也因地区差异、行业特性及企业固有特征而存在显著不同,其中对东部地区、强环境执法力度区域、高污染产业、低等级城市及大规模企业的正向作用更为明显。研究结论不仅为相关领域研究做出理论补充,也为下一阶段优化和完善政策布局、加速推进绿色低碳转型、实现可持续发展提供政策建议。

关键词:环境规制;低碳城市试点;技术创新;多时点双重差分模型

中图分类号:F270　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1005-0566(2025)11-0187-15

Innovative benefits of China's low-carbon pilot policy: Empirical evidence from the national tax survey database

XIANG Lin, AI Hongshan

(*School of Economics and Trade*, *Hunan University*, *Changsha* 410079, *China*)

Abstract: As global climate change issues become increasingly severe, low-carbon development has emerged as a key direction for economic and social transformation in countries worldwide. The low-carbon city pilot policy, as a crucial initiative to promote green and low-carbon development, plays a significant role in fostering corporate technological innovation and achieving high-quality economic growth. Utilizing data collected from the National Tax Survey Database (NTSD) between 2007 and 2016, this study employs a staggered difference-in-differences (DID) model to examine the impact of the low-carbon city pilot policy on enterprise technological innovation. The empirical results indicate that the policy significantly promotes technological innovation by enhancing green credit support, increasing the intensity of fiscal subsidies, and expanding green investment. This promoting effect also varies significantly depending on regional disparities, industry characteristics, and inherent firm features, with more pronounced positive impacts observed in eastern regions, areas with stringent environmental enforcement, highly polluting industries, lower-tier cities, and large-

收稿日期:2025-06-28　　**修回日期**:2025-09-29

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目"统一行使全民所有自然资源资产所有者职责重大基础理论问题研究"(23JZD021);国家自然科学基金面上项目"跨域传输视角下雾霾污染健康损失货币化评估与均衡性卫生财政转移支付体系构建"(71974054);湖南省自然科学杰出青年基金项目"多情景'双碳'目标约束对生产率的中长期影响与动态监测研究"(2023JJ10017)。

作者简介:向琳(1989—),女,湖南长沙人,湖南大学经济与贸易学院博士研究生,研究方向为人口、资源与环境经济学。

scale enterprises. This research not only contributes theoretically to related fields but also provides policy recommendations for optimizing and improving policy frameworks, accelerating the transition to green and low-carbon development, and achieving sustainable development in the next phase.

Key words: environmental regulation; low-carbon city pilot programs; technological innovation; staggered difference-in-differences model

自 20 世纪 70 年代以来,全球气候变暖及其导致的温室效应问题已引起国际社会的深切关注。在全球气候治理格局深刻演变与中国生态文明建设迈入新阶段的时代背景下,积极应对气候变化、推动经济社会发展全面绿色低碳转型,已成为关乎中华民族永续发展和构建人类命运共同体的重大战略抉择。进入 21 世纪以来,党中央高瞻远瞩,将“碳达峰碳中和”概念纳入经济社会发展全局,作为推动高质量发展的内在要求和实现中国式现代化的重要路径。为将国家战略落到实处,探索符合中国国情、有效统筹发展与减排的实践模式,国家发展改革委自 2010 年起创新性地实施了“低碳城市试点”政策(下文简称试点政策),通过分批遴选特定区域进行先行先试,旨在为全国层面的低碳转型积累宝贵经验、探索有效路径、提供示范引领。其核心目标不仅在于直接控制温室气体排放、改善生态环境质量[1-2],更在于通过有效的政策干预,激发市场活力,引导和驱动经济社会发展的深层次变革,培育和释放创新活力,最终实现经济增长动力从传统要素驱动向创新驱动、绿色驱动的根本性转变。因此,科学评估试点政策对技术创新的实际效果及其内在机制,不仅是对“波特假说”在中国情境下适用性的重要检验,更是深刻理解环境政策如何服务于国家创新驱动发展战略和“双碳”战略目标的核心命题,对于精准优化政策设计、加速推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革具有重大的理论与实践意义。

现有研究围绕环境规制与技术创新关系已形成较为系统的讨论脉络,尤其在“波特假说”“挤出效应”及“非线性关系”等理论框架下积累了丰富成果:现有文献普遍认同适度环境规制可凭借“创新补偿效应”激发企业创新活力,亦有研究指出其可能因“合规成本”上升而抑制研发投入,更有学者强调二者之间存在阈值效应与情境依赖的复杂互动。尽管如此,既有研究仍存在三方面局限:一是多数文献在理论机制阐释上仍停留在宏观推演或间接测度,缺乏对绿色信贷等传导路径的实证证据;二是研究方法上过度依赖宏观数据,尤其忽略了中小企业的行为响应,难以全面捕捉政策对中小企业的真实影响,结论的普适性与精细度受限;三是虽关注到政策效果的差异性,但对区域制度环境与行业固有特征等因素挖掘不足,未能系统揭示政策效力的边界条件与适用情境。基于此,本文立足于服务国家“双碳”战略与创新驱动发展战略深度融合的现实需求,深入挖掘具有全国代表性的税调数据库并结合手工收集的试点城市名单,构建多时点 DID 模型,从微观企业层面实证检验试点政策对技术创新影响,并从宏观机制切入揭示其内在传导路径,从而为理解两者关系提供理论支持与经验依据,也为后续政策优化提供更具操作性参考。

相比已有文献,本文的边际贡献主要体现在以下几个方面。第一,研究视角创新。本文聚焦于试点政策,创新性地从绿色信贷等视角出发,探讨试点政策对技术创新的影响机制及其传导路径,弥补了以往研究在宏观机制验证方面的不足,为理解环境政策如何通过市场化与政府干预双重手段激发创新补偿效应提供了新的理论支撑与经验证据。第二,数据结构创新。当前针对试点政策研究大多依赖于上市公司数据[3-4],本文采用税调数据库作为分析基础,此数据库涵盖了多种所有制结构、规模各异以及行业多样企业群体。相较于现有研究,该数据在深入剖析此政策对中小企业技术创新的影响方面展现出更为显著的优越性和针对性。第三,多维度探索创新。本文从

所在区域与产业特征等多维度对试点政策效应进行了深入探究,旨在全面客观地提炼此政策的实践经验,为相关政策评估与优化提供有力支撑。

本文余下部分内容安排如下:第一部分为文献回顾与述评;第二部分为政策背景及理论假设;第三部分对基准回归的实证结果进行分析,并针对基准回归进行稳健性检验;第四部分从产业特征与企业规模等多维度进行异质性分析;第五部分检验试点政策对技术创新的影响机制;第六部分为结论及启示。

一、文献回顾与述评

(一)试点政策与技术创新相关研究

关于试点政策与技术创新间关系的研究已较为丰富,与本文相关的第一支文献考察了试点政策对技术创新的推动作用。一方面,强制性政策约束增加了企业生产和减排成本,企业为提升盈利水平和追求利润最大化,往往倾向吸取其他企业创新经验、积极开展自主技术创新等方式,进行转型升级以应对市场变化[5-6]。傅芳宁等[7]、曹笑天等[8]基于A股上市公司数据,指出试点区域会显著增强对高污染、高排放企业的监管力度,而此种监管压力将形成倒逼机制,促使相关企业加大绿色技术创新研发强度、积极采取节能减排行动,进而提升企业在绿色发展背景下的经济效益与市场竞争力。再者,邓世成等[9]阐明试点政策将促使资源型城市的产业结构朝着更高级、更合理方向转型,同时提升城市经济集聚水平。而产业结构的优化升级和经济集聚程度的提高,又进一步为绿色技术创新营造了良好发展环境,有力地促进了研发活动开展。另外,基于波特假说,适度的环境监管也能够有效弥补企业承担的"环境合规成本",进而提升其生产效率,并促进生产技术与环境保护手段的革新与发展[10-14]。另一方面,试点政策有助于企业获取市场信息,缓解信息不对称难题,提升资源配置效率,进而降低技术创新不确定性[15-16]。肖仁桥等[17]基于2007—2020年中国936家A股上市公司数据,证实试点政策依托强化企业环境信息披露的规范化管理、加大企业在环保领域的投资力度以及给予企业环保方面的政府支持等举措,有效增强了企业的环境责任意识,促使企业更加积极主动地投身于绿色创新活动。蒋金荷等[18]发现为确保试点政策顺利推行,地方政府往往将出台多项财政补贴与税收减免配套措施,以调动创新要素、激发创新活力,激励企业围绕碳减排目标深化绿色技术创新实践。

与之相反,第二支文献考察了试点政策与技术创新的非正向关系。部分学者提出试点政策虽可提升生态环境质量,但也可能产生"挤出效应",阻碍企业技术创新[19]。例如,"合规成本效应"[20-23]与"污染避风港效应"[24-25]都将干预企业正常经营,显著抑制企业研发活动[26]。Tian等[27]基于地级市面板数据分析发现,试点政策将缩减工业企业数量、提升僵尸企业占比及减少外资进入,从而产生"挤出效应"抑制地区非绿色创新发展。还有学者阐明环境法规与企业绿色创新之间可能存在非线性关系[28-29]。杨冕等[30]强调环境监管促使企业在遵循创新补偿效应与合规成本效应间做出权衡。由于技术创新活动往往拥有高风险特性,而企业往往以利润最大化为生产与创新的核心驱动力,唯有管理者对创新活动风险与预期回报进行审慎评估后,发现创新收益能够补偿成本所引发的损失时,企业才会萌生技术创新的内在动力[31]。

(二)文献述评

现有文献围绕试点政策与技术创新关系已形成较为系统的研究脉络,尤其在理论框架构建及研究视角多元化方面取得显著进展:在理论层面,多数研究深入阐释了环境规制凭借"创新补偿效应"促进技术创新的内在逻辑,并逐步拓展至多维传导机制分析,为理解政策与创新的动态关联提供了扎实支撑;在方法论层面,早期文献多依赖城市数据,近年则广泛采用企业层面数据显著提升了结论的严谨性,部分研究还引入非线性模型探讨两者间的复杂关系;在研究视角上,既有文献不仅关注试点政策对创新数量影响,还延伸至创新质量与创新效率,同时从单一企业响应拓

展至产业链与区域协同效应,丰富了政策评估维度。然而,现有研究体系仍存在显著局限:机制路径薄弱是核心缺陷,多数研究虽提出部分传导路径,但受限于数据可得性,对微观企业层面的机制验证多停留在理论推演或间接指标测度,缺乏直接证据的系统检验;样本代表性不足进一步制约结论普适性,现有实证多忽视了中小企业,而后者占市场主体超 90% 且面临更强融资约束,导致研究结论可能高估政策效果或误判机制路径。鉴于当前既有研究尚存诸多有待完善之处,且现实所面临的问题盘根错节、极具复杂性,本文决定开展此次研究,以期能在相关领域探索出更具价值与深度的成果,为解决实际问题提供有力支撑。

二、政策背景及理论假设

(一)政策背景

2010 年 7 月 19 日,国家发展改革委颁布了《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》(以下简称《通知》),指出在综合评估地方申报情况、工作基础及试点布局代表性后,经慎重考量,决定率先在广东等五省八市启动试点工作。《通知》明确要求试点区域需核算并设定其温室气体排放总量的控制目标,研究设计排放指标的分配策略,构建碳排放权交易的监管框架与注册登记系统,培育并强化交易平台功能,完善碳排放权交易试点支撑体系。2012 年和 2017 年分别公布了第二批和第三批试点城市名单。中国政府在三批试点城市的推进过程中,逐步完善了试点遴选机制与政策工具配置体系,体现出明显的阶段性特征与区域差异化策略。首批试点侧重于经济基础较好、减排潜力较大的地区,注重顶层设计与制度创新,强调探索碳排放统计核算体系与交易机制;第二批试点进一步扩大了地域覆盖面,增强了区域代表性,并开始推动产业转型、能源结构调整等多元化政策工具的协同应用;第三批试点则更注重在中西部、资源型城市等不同发展阶段的地区推广经验,政策重心向绿色基础设施建设、低碳技术推广及生态补偿机制等操作性举措倾斜。此种分批次、差异化的推进策略不仅反映了政策层面对地区发展阶段与资源禀赋的响应,也体现了从“制度构建”到“路径探索”再到“模式推广”的渐进式治理逻辑,为系统评估政策效果提供了丰富的制度背景与实证基础。

(二)理论假设

试点政策作为典型的“政策试验”,其对企业技术创新的影响本质上源于环境规制强度与企业创新动机之间的动态博弈。根据波特假说,恰当设计的环境规制可基于“创新补偿效应”激发企业通过技术创新以抵消合规成本,甚至获得先发优势。然而,若规制强度超出企业承受阈值,则可能增大“合规成本效应”,挤占研发资源。其条件边界取决于政策刚性程度、市场信号清晰度以及企业资源禀赋[32-34]。强监管环境下,政策能够通过清晰制度信号、有效融资支持与合理过渡期安排降低企业预期的不确定性,帮助企业获得创新补偿[35];反之,若政策执行过于刚性、配套激励不足或企业面临严重压力,则“合规成本效应”将占据主导。与此同时,试点政策对企业技术创新的影响并非均匀分布,而是显著依赖于区域制度环境与行业固有属性所构成的情境结构。由于市场制度基础、监管约束压力与产业链协同能力存在较大差异,政策冲击的边际效应也明显不同。有鉴于此,本文提出如下假设。

假设 1:试点政策将有助于技术创新。

试点政策实施后,地方政府与金融机构在试点框架内协同构建绿色信贷导向体系,凭借贴息贷款和专项再贷款等结构性工具,显著扩充了信贷供给规模并降低了融资成本,有效缓解了技术创新活动长期面临的资金压力[36]。具体来说,绿色信贷政策一方面借助贴息和风险补偿机制,降低了银行对绿色项目的风险溢价要求,帮助企业以较低利率获得研发所需长期资金,直接减轻了研发活动成本;另一方面,政策通过建立绿色信贷评价体系与信息披露标准机制,改善了银企之间的信息不对称状况,致使金融机构能够更精准识别企业的环境绩效与创新潜力,从而将信贷资源

向具备绿色技术前景企业倾斜[37]。再者,绿色信贷的配置过程本身也发挥了一种“认证效应”,获得绿色信贷的企业不仅得到资金支持,也向社会传递出积极的环保与创新信号,有助于形成“强者愈强”的良性循环[38]。总而言之,试点政策不仅直接缓解了技术创新的资本瓶颈,更凭借重塑金融资源配置逻辑与市场预期结构,激发企业将外部融资优势转化为内部创新能力,最终推动技术创新发展。有鉴于此,本文提出如下假设。

假设2:试点政策将通过增强绿色信贷支持,进而有助于技术创新。

试点政策依托增强绿色财政补贴强度,显著促进了技术创新,其核心机制在于财政补贴作为直接的政策工具,有效降低了技术研发的边际成本与不确定性。分而言之,政策通过设立专项资金、提供研发补贴和税收返还等方式,直接减轻企业在技术开发初期面临的长周期与高风险约束,引领其将资源投向创新活动[39]。同时,财政补贴具有导向性和选择性,往往与减排绩效或技术创新成果挂钩,促使企业不仅追求技术应用的广度,更注重创新的质量。再者,补贴不仅减轻了企业的现金流压力,更传递出政府长期支持技术发展的明确信号,增强了企业对创新收益的稳定预期,进而引导其调整研发战略,从被动合规转向主动创新[40-41]。补贴还可凭借杠杆效应吸引社会资本进入创新领域,形成“政府引导、市场跟进”的多元投入机制,进一步放大政策效果[42]。最后,财政补贴通过将技术创新的外部效益内部化并优化资源配置,对技术创新的量与质产生了双重促进作用,从而为经济社会的低碳转型与高质量发展注入了持续动力。有鉴于此,本文提出如下假设。

假设3:试点政策将通过提升财政补贴强度,进而有助于技术创新。

绿色投资作为政策引导下的战略性资本配置,不仅直接为企业提供了资金支持,更借助知识溢出等多重效应,系统性地提升了企业的创新意愿与研发能力。详而言之,政策借助推动绿色债券发行等显著扩大了绿色资本的供给规模,缓解了企业在技术创新中面临的资金压力,也基于定向支持绿色项目,引导企业将资源集中于清洁技术、能效提升和环保工艺等创新领域,从而提高了研发活动的工作效率[43-44]。再者,绿色投资通常伴随技术引进、设备更新与人才集聚,可从侧面助推企业接触和掌握前沿绿色技术,增强其技术吸收与再创新能力。同时,政策驱动的绿色投资还将塑造区域绿色产业集群,推进企业间的技术合作与知识共享,形成创新网络的外部性效应,进一步降低创新过程中的交易成本[45-46]。归根结底,试点政策将依托扩大绿色投资规模,不仅在资金层面为企业创新提供了坚实保障,更在制度、技术和市场等多维度构建了有利于研发创新的生态系统,推动企业由被动适应向主动创新转型。有鉴于此,本文提出如下假设。

假设4:试点政策将通过扩大绿色投资,进而有助于技术创新。

三、实证回归

(一) 模型构建

为检验试点政策对技术创新的影响,基于上述分析,建立的多时点双重差分模型为:

$$\ln patent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \lambda_r + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中:i 代表企业,t 代表年份。被解释变量 $\ln patent_{it}$ 为企业 i 在第 t 年的技术创新水平;核心解释变量 did_{it} 表示企业 i 在第 t 年是否受到政策冲击的虚拟变量;$Control_{it}$ 代表一系列控制变量。此外,μ_i 为企业固定效应,η_t 为年份固定效应,λ_r 为产业固定效应,所有回归分析均采用了企业—年份层面的聚类调整标准误。ε_{it} 为随机扰动项,α_0、α_1 为待估计参数。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

现有研究多从研发投入强度或新产品销售额占比等视角出发,衡量技术创新水平,然而上述指标亦存在局限性,无法准确衡量技术创新活动。因此,本文借鉴徐佳等[4]做法,以企业专利申请数作为技术创新的替代变量($\ln patent_{it}$)。

2. 解释变量

本文核心解释变量为代表政策冲击的虚拟变量 did_{it}，当企业所在城市属于试点城市时此年份及以后年份取 1，否则取 0。不过，鉴于试点区域覆盖了省市两个不同层级，而不同批次和不同层级地区之间可能存在交叉重复现象，为解决此类问题，本文参考宋弘等[47]做法，严格按照国家相关政策规定，确立各试点城市实施时间。

3. 控制变量

本文选取以下控制变量：流动比率（*rate*）采用流动资产在流动负债占比进行衡量；企业年龄（ln*age*）以当前年份减去企业成立时间 +1 取对数进行测算；企业规模（ln*asset*）采用企业总资产取对数进行衡量；企业负债率（*lev*）以总负债在总资产中占比进行测算；净资产收益率（*roa*）采用净利润在总资产中占比进行衡量；产权性质（*ownership*）由于税调数据库不提供产权信息，本文依托工商企业注册信息与企查查 App 综合确认企业产权，并根据获得信息对企业进行分组，若企业隶属于国有企业则赋值为 1，其他企业则赋值为 0；经济发展水平采用人均 GDP 取对数（ln*pgdp*）进行刻画；地区创新发展水平（*innovation*）以地区 R&D 经费支出在财政总支出所占比重进行估计；金融发展水平（*finance*）则参考周泽将等[48]选取各地区金融机构贷款余额与地区生产总值的比值进行衡量。

（三）数据说明

本文研究选用了 2007—2016 年税调数据库数据，并将其与来自国家知识产权局的专利和城市统计年鉴数据进行匹配与合并。由于 2016 年以后数据暂不可得，本文选择 2010 年和 2012 年实行政策的前两批试点地区作为处理组，其余作为对照组。为增强样本的真实性和完整性，降低样本误差，本文对初始样本数据进行了处理：第一，本文剔除了部分不符合会计准则要求的指标；第二，删除了部分数据缺失严重或者丢真的样本；第三，由于金融行业在经营方式及运营模式上与普通企业存在较大差异，因此本文未选取金融类企业样本。按照上述标准，本文最终共选取 3 109 802 个观测值，表 1 提供了各变量的描述性统计。

表 1　变量描述性统计

变量	观测值	标准差	均值	最小值	最大值
did	3 109 802	0.440 1	0.262 8	0	1
ln*patent*	3 109 802	0.405 9	0.070 3	0	10.137 9
rate	3 109 802	0.062 3	1.943 8	1.390 7	2.199 5
ln*age*	3 109 802	0.676 3	2.075 3	0	4.941 6
ln*asset*	3 109 802	2.169 7	14.420 7	4.605 2	28.033 4
lev	3 109 802	0.025 6	0.443 1	0.107 9	0.623 1
roa	3 109 802	0.049 2	0.039 7	0	0.461 4
ownership	3 109 802	0.323 3	0.118 6	0	1
ln*pgdp*	3 109 802	0.656 9	10.885 9	9.210 3	13.655 8
innovation	3 109 802	0.001 8	0.031 5	0.012 3	0.035 6
finance	3 109 802	0.010 4	0.368 6	0.202 8	0.390 2

（四）基准回归结果

表 2 报告了基准回归结果。第（1）列～第（2）列为没有加入固定效应的回归结果；其中，核心解释变量 *did* 估计系数分别为 0.057 7 和 0.034 0，均于 1% 以上水平显著，表明试点政策对技术创新存在正向影响。在此基础上纳入固定效应，结果如第（3）列～第（4）列所示，*did* 估计系数分别为 0.005 5 和 0.004 4 且显著为正，即试点政策实施后企业平均可提升 0.55% 和 0.44% 的创新水平。实证结果表明，试点政策与技术创新呈现明显正向关系，试点政策实行后，企业专利申请数量增加，这也符合假说 1 预期。可能的解释是：试点政策倒逼企业技术转型。试点政策凭借设定各类综合性规制手段，大幅提高了传统高碳生产模式的制度性成本。在“成本—收益”机制驱动下，企业将主动调整要素配置，将研发资源向清洁技术领域倾斜。

从控制变量结果来看，流动比率（*rate*）估计系数为 1.736 7，且在 1% 以上水平显著，即流动比率与企业技术创新正相关，表明企业流动性越强，越有利于技术创新。究其原因可能是高流动比率意味着企业拥有充足现金、应收账款和存货等可变现资产，上述资产将形成“财务缓冲池”，避免因短期资金波动中断创新项目。企业年龄（ln*age*）参数值为 -0.007 6，显著为负，两者之间呈现显著负相关性，说明随着企业存续时间延长，其技术创新活力反而下降。可能的原因是：长期运营形成的标准化流程、科层制架构和风险规避文化，容易导致

组织惯例僵化从而缺乏创新变革动力。企业规模(ln*asset*)回归系数0.056 4显著为正,证实总资产变动对企业创新水平影响较大,反映出规模较大的企业因资源禀赋更丰富、融资渠道更广、研发规模效应更明显,从而在技术创新方面更具优势。企业负债率(*lev*)估计参数值显著为负,表明高负债水平会挤占研发资金、增加财务风险,进而抑制企业的创新投入。净资产收益率(*roa*)回归系数并不显著,表明净资产收益率在影响企业技术创新中并未发挥关键影响,这可能因为盈利能力更多反映短期经营绩效,而与长期创新活动关联较弱。产权性质(*ownership*)估计参数值0.017 7在1%水平上显著为正,表明国有企业相较于非国有企业具有更高的技术创新水平,这可能源于国有企业更容易获得政府政策支持、资源倾斜和稳定的融资渠道,且响应国家低碳政策方面具有更强的执行力和资源调配能力。地区经济发展水平(ln*pgdp*)系数显著为正,说明经济发达地区为企业创新提供了更良好的市场环境、基础设施和人才集聚效应,从而有助于提升技术创新的产出效率。地区创新发展水平(*innovation*)估计参数值也显著为正,表明地区整体的研发投入强度和创新氛围对企业技术创新具有正向溢出效应,高研发投入的区域往往伴随更活跃的知识交流和更完善的创新生态系统,进一步激励企业研发创新。然而,金融发展水平(*finance*)与企业技术创新呈现负相关,这可能反映出当前金融资源在配置过程中存在结构性扭曲,部分信贷资源未能有效流入创新活动,反而被传统高碳行业或非生产性领域占用,导致金融发展水平越高,企业对短期盈利的依赖越强,反而抑制了长期技术创新投入。

表2　基准回归结果

Variables	被解释变量:ln*patent*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.057 7***	0.034 0***	0.005 5***	0.004 4**
	(0.000 5)	(0.000 5)	(0.001 9)	(0.001 9)
rate	—	2.951 1***	—	1.736 7***
		(0.027 1)		(0.163 4)
ln*age*	—	0.022 1***	—	−0.007 6***
		(0.000 3)		(0.001 1)
ln*asset*	—	0.091 1***	—	0.056 4***
		(0.000 8)		(0.005 0)
lev	—	−0.293 2***	—	−0.047 1*
		(0.009 0)		(0.025 2)
roa	—	0.123 2***	—	−0.000 6
		(0.004 8)		(0.011 9)
ownership	—	0.007 7***	—	0.017 7***
		(0.000 7)		(0.004 8)
ln*pgdp*	—	0.033 3***	—	0.005 2***
		(0.000 4)		(0.001 2)
innovation	—	16.815 9***	—	2.914 9***
		(2.791 2)		(0.958 4)
finance	—	−2.880 4***	—	−4.229 6***
		(0.472 5)		(1.587 5)
Constant	0.055 1***	−0.808 9***	0.068 8***	−2.828 8***
	(0.000 3)	(0.109 0)	(0.000 5)	(0.434 1)
企业固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
产业固定效应	否	否	是	是
Observations	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802
R^2	0.003 9	0.019 5	0.693 9	0.694 2

注:括号内为在企业—年份层面聚类标准误;***、**、*分别表示$p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.010$有统计学意义。下同。

(五)稳健性检验

1. 平行趋势检验

采用多时点双重差分法进行研究的关键前提条件是:在没有施行政策时,处理组和对照组技术创新的变化趋势应该是趋同的,即满足平行趋势假设,以保证估计量的无偏性。若试点地区与非试点地区企业在政策实施前其技术创新趋势既已存明显不同,势必将影响本文结论可信性和稳健性。为此,本文基于事件研究法进行多时点双重差分平行趋势检验。具体计算式为:

$$\ln patent_{it} = \beta_0 + \beta_1\, did_{i,t-3} + \cdots + \beta_7\, did_{i,t+3} + Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \lambda_r + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,$did_{i,t-k}$表示企业i所在地区在k年前是否为政策试点地区的虚拟变量。如果企业所在地区为试点地区,且观测期正好是政策实施前第k年($0<k\leqslant 3$),则$did_{i,t-k}$取值为0。同理,$did_{i,t+k}$表示企业i所在地区在k年后是否为政策试点地区的虚拟变量。如果观测期正好是政策实施后第k年($0\leqslant k\leqslant 3$),则$did_{i,t+k}$取值为1;若企业i所在地区为非试点地区,则取值为0;其余变量的定义如前文所述,本文选取试点政策实施当年作为参照进行回归。与此同时,表3补充了政策前各期系数的详细统计结果(did_{-1}、did_{-2}、did_{-3}分别代表政策前第1期~第3期)。图1与表3直观地反映了事前趋势的检验结果。从图1可以看出,当观测期为政策实施前时,核心变量估计系数并不

显著,换句话说,在地区实施试点政策之前,处理组和对照组的技术创新变化趋势并无明显差异,平行趋势假设得到基本满足。表 3 结果揭示政策实施前 3 期估计系数并不显著,证实政策对创新的影响并无明显提前效应和预期效应。

表 3　事前趋势检验结果

变量	被解释变量:ln*patent*		
	(1)	(2)	(3)
did_{-1}	0.005 5 (0.016 8)	—	—
did_{-2}	—	0.022 1 (0.045 1)	—
did_{-3}	—	—	0.002 2 (0.020 5)
控制变量	是	是	是
Constant	−2.862 5*** (0.434 2)	−2.873 2*** (0.445 1)	−2.795 6*** (0.436 8)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
产业固定效应	是	是	是
Observations	3 109 802	3 109 802	3 109 802
R^2	0.205 7	0.198 7	0.199 3

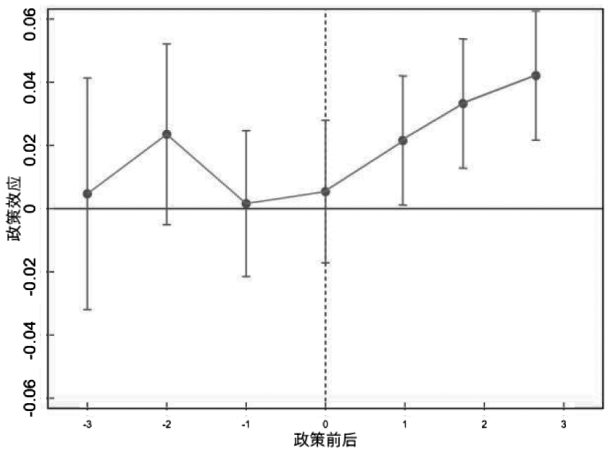


图 1　平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为避免遗漏变量和随机因素对回归结果的影响,本文通过随机设置处理组和对照组进行安慰剂检验。图 2 展示了 1 000 次随机抽样后核心变量的估计系数和 p 值统计量核密度分布图,结果表明估计系数呈现随机分布且集中在 0 值附近,表明基准回归结果并不是由未观测到的因素所引发。

3. 排除其他政策干扰

由于同时期其他政策可能也将影响政策对技术创新的作用效果,从而对本文回归结果造成“污染”。为此,本文进一步排除了类似政策干扰,具体包括以下内容。①大气污染防治行动计划。该政策重点覆盖京津冀等城市群,着重于空气质量的实质性提升,其核心在于削减重污染天气频度并解决民众关切的大气环境突出问题。本文基于企业所在城市设定虚拟变量(*atmosphere*),若企业所在区域位于试点城市内且观测期处于试点政策实施之后则取 1,否则为 0。②环境保护法。自 2015 年起,经过全面修订的《环境保护法》正式生效,该法律条款明确要求企业、事业单位及其他生产经营实体,在确保污染物排放符合既定法律标准的同时,进一步削减污染排放量,此举措对企业的技术创新活动产生了一定影响。本文构造哑变量(*environment*)若企业在 2015 年及之后的年份中持续运营,则赋值为 1;反之,则赋值为 0。③碳排放权交易市场试点政策。碳排放权交易试点政策作为国家实现“双碳”目标的核心工具,政策框架下的总量控制与配额分配机制,实质上为企业界定了清晰的减排成本与收益边界,迫使市场主体从被动合规转向主动寻求低成本减排路径,从而有效激发其对低碳技术研发与应用的内在动力。因此,本文设置碳排放权政策变量(*carbon*)。表 4 中第(1)列~第(4)列估计结果显示,在排除上述同期政策干扰后,估计参数仍然显著为正。不过,核心变量(*carbon*)并不显著,即碳排放交易政策对技术创新的影响未能呈现出显著的促进作用。这可能源于碳排放权交易体系的有效运转依赖于完善监测、报告与核查机制、透明交易规则以及合理

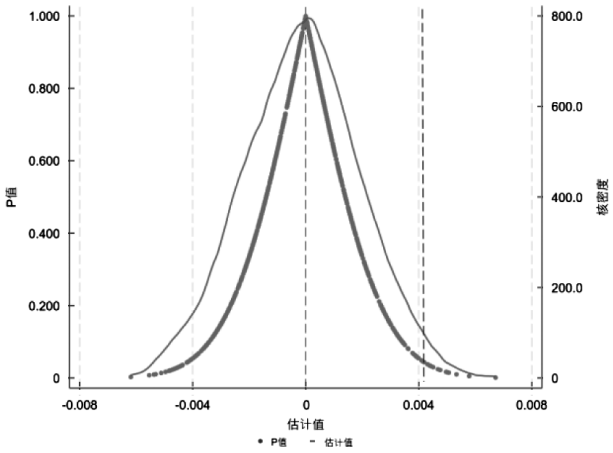


图 2　安慰剂检验

配额分配方式。然而在试点阶段,基础制度设施可能尚未成熟,导致交易活跃度低、难以对企业形成稳定、长期的减排激励预期,从而削弱了企业借助技术创新来降低碳排放的内在动力。

4. 缩尾处理

本文在处理连续变量时,实施了1%及5%的双边缩尾处理,旨在剔除异常值的影响并降低估计偏误。表4中第(5)~列(6)列所展示的估计结果显示,经过缩尾处理的数据,其核心解释变量的估计系数方向与基准回归结果保持一致性,并且所有系数均在5%或更高的显著性水平上通过了检验。

表4　稳健性检验(Ⅰ)

变量	被解释变量:ln*patent*					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
did	0.003 6** (0.001 8)	0.003 9** (0.001 9)	0.004 9*** (0.001 9)	0.004 1** (0.001 9)	0.004 4** (0.001 9)	0.004 7** (0.001 9)
atmosphere	0.013 0*** (0.002 7)	—	—	0.014 5*** (0.004 9)	—	—
environment	—	0.009 6*** (0.002 8)	—	0.001 9*** (0.000 5)	—	—
carbon	—	—	−0.004 3 (0.004 0)	0.003 4 (0.004 0)	—	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
Constant	−2.806 6*** (0.434 0)	−2.814 7*** (0.434 0)	−2.838 5*** (0.433 9)	−2.814 5*** (0.433 7)	−3.465 9*** (0.455 7)	4.112 2*** (0.732 9)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802
R^2	0.694 2	0.694 2	0.694 2	0.694 2	0.694 2	0.694 1

5. 替换核心变量的衡量方式

由于企业研发投入也能在一定程度上衡量技术创新水平,考虑到数据的可得性,本文采用研发投入作为技术创新的替代变量再次进行稳健性检验。具体实证结果如表5第(1)列所示,估计参数仍然显著为正。这表明即使采用研发投入作为衡量指标,估计值依旧维持统计学意义上的显著性,再次证实基准回归的稳健可信。

另外,鉴于技术发明专利与实用新型专利在申请门槛和技术含量等方面存在显著不同,本文进一步将核心变量分为上述两类,并分别进行检验。由表5第(2)列~第(3)列结果证实,试点政策对企业积极申请技术发明专利与实用新型专利均有积极推动作用,不过试点政策对技术发明专利的促进效应更为明显。深层次原因可能是试点政策通过设定碳排放控制目标、执行更严格的环境监督等措施,迫使企业从源头革新工艺、开发低碳技术,而此类系统性创新往往依赖核心技术突破,需借助发明专利形式予以保护,相比之下实用新型专利多涉及局部结构优化或适应性设计,虽能快速响应合规需求但难以彻底化解深层约束。

再者,试点政策作为政府推动低碳经济发展、减少温室气体排放而实施的特定政策,具有明确的政策导向和激励作用,旨在凭借政策引导企业和个人减少碳排放,促进绿色技术的研发与应用。故本文引入Incopat专利数据库并与税调数据库进行匹配,以绿色专利申请量作为企业绿色技术创新的替代变量。表5中第(4)列的实证结果揭示,在引入绿色专利申请变量后,试点政策仍然有利于技术创新。

6. 更改估计方法

考虑到企业专利申请数量属于非负整数的计数型数据,其分布特征符合泊松分布的基本假设,本文决定采用泊松回归模型实施稳健性检验。表5中的第(5)列详细列出了泊松分布的估算结果,其中估计系数显著为正。结果进一步证实,在改变估计方法后,试点政策对于推动技术创新的正向影响依然稳健,从而强化了本文的核心论点。

传统双向固定效应(TWFE)模型本质上是对所有可能的两期 DID 估计值进行加权平均,在处理效应存在动态性或处理时间异质性的情况下,容易出现“负权重”问题,从而影响估计的有效性。为突破此局限,本文综合采用队列加权估计量、插补法估计量和堆叠回归估计量 3 种方法,对基准结论进行再检验。表 5 第(6)列~第(8)列结果表明,在控制处理效应异质性后,试点政策仍显著推动技术创新。因此,基准回归结果具有高度稳健性。

表 5　稳健性检验(Ⅱ)

变量	被解释变量:ln*patent*							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
did	0.037 4*** (0.014 6)	0.013 1*** (0.002 1)	0.002 1** (0.001 0)	0.007 6*** (0.001 0)	0.024 3*** (0.007 5)	0.004 5** (0.001 8)	0.004 4*** (0.001 7)	0.004 8** (0.001 9)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Constant	1.352 5*** (0.397 6)	0.567 8*** (0.150 7)	-1.162 3*** (0.229 1)	-0.243 4*** (0.020 0)	-0.809 7*** (0.183 1)	-0.930 9*** (0.178 5)	-0.815 0*** (0.169 1)	-0.612 8*** (0.167 8)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802
R^2	0.974 3	0.658 6	0.671 6	0.660 0	0.207 6	0.205 3	0.205 3	0.205 3

(六)内生性检验

样本选择偏差的存在或许同样影响估计结果,国家在确定试点城市的过程中可能倾向于选择经济发展水平较高或污染排放量较大地区,而此类地区企业综合实力较雄厚、技术创新水平往往也较高。为更有效地解决内生性问题,本文借鉴 Hering 等[49]方法,选用空气流通系数作为替代工具变量(*IV*1)。一方面,较高空气流通系数虽有利于污染物扩散,但也会导致有效调节污染物排放的难度增大,因此空气流通系数更大的城市在应用试点政策方面也会更加积极,从而确保了工具变量相关性。另一方面,空气流通系数主要受气象和地理条件支配,与模型中随机误差项无直接关联,符合外生性要求。本文采用公园绿地面积作为第二个工具变量(*IV*2),其合理性在于:一方面,地政府对环境保护的重视程度,在一定程度上可通过城市公园绿地面积来体现,更为注重环境保护的城市,通常更为主动地争取成为低碳试点的机会,上述表明两者之间存在相关性;另一方面,城市公园绿地面积主要由政府进行规划布局,并不会直接影响技术创新活动。表 6 第(1)列~第(4)列展示了两阶段最小二乘法的估计结果。第一阶段估算结果表明,两个工具变量参数估计值均呈现出显著的正向影响。此外,在引入工具变量以纠正样本选择偏差之后,核心解释变量的参数估计值依旧保持显著。同时,F 检验拒绝了工具变量存在弱识别性的初始假设,LM 检验也推翻了工具变量无法识别的原始假设,进一步验证了工具变量的有效性。上述实证分析结果揭示了,在妥善处理内生性问题之后,本文所得结论依旧展现出良好可靠性。

表 6　内生性检验

变量	*did*	ln*patent*	*did*	ln*patent*	ln*patent*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
*IV*1	0.232 8*** (0.000 3)	—	—	—	—
*IV*2	—	—	0.045 0*** (0.000 1)	—	—
did	—	0.013 9*** (0.002 2)	—	0.011 0*** (0.002 9)	0.004 4** (0.001 9)
控制变量	是	是	是	是	是
Constant	—	—	—	—	-2.831 2*** (0.434 2)
K-P Wald F 检验	—	4.4e+05***	—	2.7e+05***	—
K-P rk LM 检验	—	1.9e+05***	—	1.1e+05***	—
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是
Observations	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802
R^2	—	—	—	—	0.694 2

再者,本文采用倾向得分匹配—双重差分模型(PSM-DID)缓解样本选择偏误造成的内生性问题。在倾向得分匹配过程中,本文纳入控制变量作为特征变量进行核匹配。倾向得分匹配的结果显示,匹配后所有变量的标准化偏差均小于 10%,且 *T* 检验值显示处理组和对照组之间并不存在显著差异。基于倾向得分匹配结果进一步进行双重

差分回归,检验结果与基准回归保持一致,再次证实基准回归的稳健性。

四、异质性分析

在基准回归基础上,本文进一步借助核心解释变量试点政策,从地区差异等视角讨论政策效应的异质性特征。

(一)区域异质性

本文将地区划分为东部地区和中西部地区并对其进行实证检验,研究结果如表7第(1)列所示。试点政策与地区虚拟变量(*area*)的交互项估计系数为0.018 5且通过了1%的显著性水平检验,表明试点政策对东部地区技术创新提升效应大于中西部地区。其原因可能有以下几个方面。第一,东部地区已形成完备的绿色产业链网络,龙头企业与配套企业技术关联度较高,此种产业模式促使政策激励可沿供应链快速传导,有利于技术创新知识和经验的共享与传播。再者,东部地区技术交易市场活跃度远远高于中西部地区,政策红利能更快转化为创新要素流动,该要素配置效率差异使东部企业研发投入转化速度遥遥领先于中西部地区企业。第二,东部地区政府对完成技术攻关的相关企业给予较高配额的返还激励,而中西部地区政府仍以刚性指标执行为主、政策弹性空间不足,上述制度设计差异导致中西部地区企业创新动力不足。

(二)城市环境执法力度异质性

由于地区政策实施效果也将因当地环境执法力度不同而存在显著差异性,因此本文根据当地环境执法力度强弱将样本分为两组。具体来说,本文以当地执法案件中环境类案件占比为基础设置哑变量,高于中位数的地区为强执法力度地区并取值为1,其他地区取值为0。由表7第(2)列可知该交互项系数为0.017 3,且在1%水平上显著为正,表明政策在强环境执法力度地区对技术创新的促进作用更为明显。这可能是由于以下原因。第一,强执法地区往往环保处罚标准较高,从而对技术创新"倒逼效应"。同时,强执法地区借助"环境信用评级"制度形成动态激励,对高科技企业给予较多的研发补贴,此类政策可促进企业积极参与研发创新。第二,强执法地区通常已构建环境技术改造成本抵扣机制,驱动生产要素向创新领域流动。反观弱执法地区,设备更新补贴不足,导致"僵尸产能"滞留,技术创新投入被挤占。

(三)产业异质性

鉴于试点政策对技术创新的影响也可能因产业固有特性的不同而存在差异,本文将样本划分成高污染及低污染产业两种类型进行分析。表7中第(3)列报告了试点政策对不同产业技术创新的影响结果。从估计结果可知,试点政策对高污染产业的技术创新促进作用更明显。可能的解释:一是,试点政策对高污染产业实施严格的市场准入制度,具有更强的环境遵循诉求,迫使企业基于创新获取竞争优势,反观低污染产业,技术创新水平已处于较高层次,且已得到政府较多的关注和支持,创新动力相对弱化;二是,高污染产业现有生产模式的碳排放基数大,清洁技术替代的边际减排效益显著,试点政策向高污染企业的技术创新倾斜专项补贴和税收抵免,促使高污染产业单位减排成本的创新回报率相比低污染产业提高数倍。

(四)城市行政等级异质性

更进一步地,创新提升效应也可能因企业所在城市行政等级差异而表现不同,本文将样本企业按照所在城市等级进行分组,若企业所在城市为省会城市、副省级城市、计划单列市则为高等级城市,取值为1,否则为0。表7中第(4)列报告了区分不同城市的回归结果,发现试点政策对高等级城市技术创新的促进作用弱于低等级城市。这可能是由于:第一,高等级城市已将试点政策纳入政绩考核体系并多采用强制性"一刀切"模式,对企业转型时间及减排进度予以明确规定,导致企业催生"速效型"技术引进偏好,引进现有技术而非自主研发创新,不过低等级城市政策环境较为温和,多实施"技术路线自选+财政资金补贴"等富有弹性的机制,缩短突破式创新研发周期;第二,高等级城市技术锁定效应显著,传统技术沉淀成本占固定资产比重较高,导致清洁技术采纳阻

力较大,反观低等级城市,其“白纸作画”优势致使技术创新流程大大缩短,研发投入强度也逐步提升。

表 7　异质性分析

变量	被解释变量:lnpatent				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	-0.006 7*** (0.002 3)	-0.006 0*** (0.002 2)	-0.007 6*** (0.001 9)	0.015 8*** (0.002 6)	-0.004 6** (0.002 1)
did×*area*	0.018 5*** (0.003 3)	—	—	—	—
did×*law*	—	0.017 3*** (0.003 3)	—	—	—
did×*sewage*	—	—	0.030 3*** (0.003 8)	—	—
did×*city*	—	—	—	-0.022 4*** (0.003 4)	—
did×*size*	—	—	—	—	0.021 2*** (0.003 6)
Constant	-2.836 0*** (0.434 1)	-2.825 1*** (0.247 2)	-2.837 7*** (0.434 1)	-2.841 1*** (0.434 0)	-2.831 8*** (0.433 9)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是
Observations	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802
R^2	0.694 2	0.694 3	0.694 2	0.694 1	0.694 2

(五)企业规模异质性

企业规模也会影响试点政策实施效果,因此本文从企业规模维度,探讨试点政策对技术创新影响。并根据企业每年应纳税额,将样本划分为大企业及中小企业,并构建交互项,回归结果如表 7 第(5)列所示:相较于中小企业,试点政策在大企业更能有效影响技术创新。究其原因可能是:第一,大型企业固定资产规模较大,可凭借规模优势,依托设备共享降低单位研发成本,同时大型企业往往构建多技术路线并行研发体系,创新风险分散度较高,而中小企业只专注于某种技术,其风险容忍度较低;第二,大规模企业拥有更为雄厚资金实力和更广泛融资渠道,而技术创新需要大量的资金投入,相比中小规模企业,大规模企业更容易获得银行贷款等外部资金支持,融资成本相对较低,致使大规模企业在技术创新方面能够承担更高风险、进行更大规模投入,从而更容易取得突破性创新成果。

五、机制检验

基于上文理论分析可知,试点政策能够有效促进技术创新,且此效应主要是通过影响绿色信贷等渠道实现的,本部分将对上述理论机制进行实证检验。

(一)绿色信贷机制

企业对清洁技术和设备升级的投入往往面临较高的初始成本与不确定性,而试点政策凭借健全绿色信贷体系,助推金融机构设立专项绿色信贷额度、实施利率优惠,从而降低环保项目的融资成本与信贷门槛。此机制不仅改善了外部融资环境,也向其传递出明确的政策激励信号,促使其将更多资源投向技术研发。为检验上述机制,本文借鉴沈丽等[50]的做法,选取地区环保信贷占比构建绿色信贷(*credit*)指标。表 8 第(1)列~第(2)列结果揭示,绿色信贷参数值分别为 0.001 4 和 0.466 4,均在 1% 水平显著;核心变量参数值为 0.003 8 也显著为正。回归结果表明,试点政策将基于增强绿色信贷支持,进而促进技术创新。

表 8　机制检验

变量	*credit*	lnpatent	*subsidy*	lnpatent	*invest*	lnpatent
did	0.001 4*** (0.000 1)	0.003 8** (0.001 8)	0.000 3*** (0.000 1)	0.003 8** (0.001 9)	0.001 3*** (0.000 1)	0.003 7** (0.001 8)
credit	—	0.466 4*** (0.058 0)	—	—	—	—
subsidy	—	—	—	1.994 1*** (0.288 0)	—	—
invest	—	—	—	—	—	0.484 0*** (0.061 0)
Constant	0.057 1*** (0.020 0)	-2.855 4*** (0.433 8)	0.734 6*** (0.038 8)	-2.830 3*** (0.433 9)	0.044 6** (0.019 0)	-2.850 4*** (0.433 9)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802	3 109 802
R^2	0.776 6	0.694 3	0.777 8	0.694 8	0.777 5	0.694 3

(二)财政补贴机制

试点政策凭借设立专项资金用于支持企业低碳技术研发、清洁设备改造和绿色产品开发,并凭借事后奖励与事前扶持相结合方式,引导企业将更多资源投入创新活动。不仅缓解了技术研发活动面临的流动性约束,为其长期创新活动提供稳定的资金流和风险缓冲,也向市场传递出明确的政策导向,增强了企业对技术未来收益预期,进一步激励其扩大研发规模、提升创新质量。基于上述分析,本文将绿色财政补贴占比作为财政补贴(*subsidy*)替代变量。表8中第(3)列~第(4)列结果显示,试点政策有效提升了绿色财政补贴强度,进而提升了其技术创新水平。

(三)绿色投资机制

试点政策凭借扩大绿色投资,为企业技术创新提供了坚实资本基础与持续动力支持。公共绿色投资往往具有先导性和杠杆效应,可吸引更多私人资本进入创新领域,降低企业研发的边际成本,且绿色投资项目通常伴随技术溢出效应和知识共享机制,可促进企业间协同创新与联合攻关。本文参考现有研究,采用环境污染治理投资占GDP比重(*invest*)衡量绿色投资。表8中第(5)列~第(6)列结果证明试点政策将依赖扩大绿色投资进而促进企业技术创新。

六、结论与政策启示

(一)结论

在全球气候治理加速演进与中国深入推进生态文明建设的战略背景下,本文基于税调数据库采用多时点DID模型系统考察了试点政策对技术创新的影响机制与异质性特征。实证研究不仅证实了试点政策借助增强绿色信贷支持、提升财政补贴强度及扩大绿色投资三大重要路径显著激发企业创新活力,更揭示了政策效应在区域梯度与产业属性等方面呈现的深刻结构性差异。具体来说,试点政策对东部地区、强执法力度区域、高污染产业、低等级城市及大规模企业的创新提升效应更为明显。上述发现为理解环境规制与创新驱动的动态耦合机制提供了全新的理论视角与实践依据。在理论建构上,通过严谨的理论分析框架验证了"波特假说"在中国经济转型情境下的适用性,揭示了环境政策与市场机制协同作用下创新要素再配置的内在逻辑,即政策形成的制度压力并非简单增加企业合规负担,而是基于重塑融资生态、优化要素流动和加大政府扶持,将传统环境规制的"遵循成本效应"转化为以效率驱动为核心的"创新补偿效应",为发展中国家平衡经济增长与生态约束的路径选择提供了可推广分析范式。更为重要的是,研究依托多维度异质性分析揭示了政策效果的复杂图景,深刻反映了政策实施效能与区域制度环境、产业转型压力及企业资源禀赋的深层互动关系。此种精细化识别不仅解构了"一刀切"政策模式的潜在局限性,更从实证层面证实了"精准施策"的必要性,为后续政策体系的差异化设计奠定了坚实的科学基础。

(二)政策启示

第一,宣传推广试点政策,引导居民树立绿色发展理念,提高居民对绿色产品的认知度和信任度,培育壮大绿色消费市场,为企业技术创新提供广阔的市场空间。同时,构建低碳政策效能监测系统,建立动态政策评估与迭代机制,完善配套保障措施,夯实政策实施基础。不断优化完善市场机制,引导企业合理控制碳排放,激励企业加大低碳技术创新投入,降低碳排放成本。

第二,实证结果表明,试点政策将凭借多重传导机制,进而影响企业技术创新。故此,政府应大力鼓励金融机构开发绿色金融产品和服务,为技术创新提供多元化融资渠道;实施税收优惠政策、提供能源补贴和各类优惠、简化行政审批流程,以降低企业成本,增强技术创新动力。

第三,由于企业特性存在差异,因此试点政策的实施效果也存在明显不同。下一步应避免"一概而论"式规划,实施差异化政策,强化精准施策能力。具体来说,进一步加大对中西部地区创新支持力度,鼓励相关地区在技术领域开展前沿探索和突破式创新;针对高污染产业,提供政策支持

和资金引导,帮助企业实现转型升级和可持续发展;增强对中小规模企业的扶持力度及政策倾斜,推动企业高质量发展。

参考文献:

[1]郑石明,尤朝春. 中国低碳城市试点政策扩散模式及减污效应[J]. 中国软科学,2023(10):98-108.

[2]武汉大学国家发展战略研究院课题组. 中国实施绿色低碳转型和实现碳中和目标的路径选择[J]. 中国软科学,2022(10):1-12.

[3]戴永安,张潇. 环境政策的空间溢出与城市能源偏向型技术进步[J]. 世界经济,2023,46(5):119-151.

[4]徐佳,崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济,2020(12):178-196.

[5]BU M, QIAO Z, LIU B. Voluntary environmental regulation and firm innovation in China[J]. Economic modelling, 2020(89):10-18.

[6]马丽梅,司璐. 低碳城市与可再生能源技术创新[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(7):81-90.

[7]傅芳宁,李胜兰. 是绿色虹吸还是绿色涓滴:低碳试点政策对绿色技术创新的邻里效应研究[J]. 南方经济,2023(8):115-133.

[8]曹笑天,黄嘉信,狄亚轩,等. 低碳城市试点对企业碳绩效的影响机制及效应[J]. 经济地理,2024,44(12):44-52.

[9]邓世成,吴玉鸣. 低碳城市试点政策对中国资源型城市绿色转型发展的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(6):65-79.

[10]PORTER M E, LINDE C. Towards a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4):97-118.

[11]李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励:来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020,55(9):192-208.

[12]刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究,2022,57(1):72-88.

[13]李哲,薛淞. 政府环境影响评价制度与企业绿色技术创新[J]. 金融研究,2024(3):94-112.

[14]ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change[J]. American economic review, 2012, 102(1):131-166.

[15]ANDRE F J, GONZALEZ P, PORTEI N. Strategic quality competition and the Porter Hypothesis[J]. Journal of environmental economics and management, 2009, 57(2):182-194.

[16]ALBRIZIO S, KOZLUK T, ZIPPERER V. Environmental policies and productivity growth: evidence across industries and firms[J]. Journal of environmental economics and management, 2017(81):209-226.

[17]肖仁桥,马伯凡,钱丽,等. 低碳城市试点政策对企业绿色创新的影响及其作用机制[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(5):125-137.

[18]蒋金荷,丁新兴. 环境政策的"同伴效应"研究:来自低碳城市试点的证据[J]. 中国软科学,2024(4):112-121.

[19]HU J F, PAN X X, HUANG Q H. Quantity or quality? The impacts of environmental regulation on firms' innovation-quasi-natural experiment based on China's carbon emissions trading pilot[J]. Technological forecasting and social change, 2020(158):120122.

[20]REN S, HU Y, ZHENG J, et al. Emissions trading and firm innovation: evidence from a natural experiment in China[J]. Technological forecasting and social change, 2020(155),119989.

[21]彭水军,吴腊梅,汪金,等. 排污权交易政策促进了企业出口产品质量提升[J]. 经济学(季刊),2024,24(5):1656-1671.

[22]罗宇,张明昂. 环境规制与企业纳税遵从:效应、机制与改善路径[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(8):175-196.

[23]王贤彬,陈博潮,张艺川. 法治强化与行政边界污染治理:来自环保法庭设立的证据[J]. 世界经济,2024,47(11):64-91.

[24]郭朝先,胡雨朦. 全球生产分工体系下隐含能源跨境转移研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(12):26-35.

[25]洪丽明,吕小锋. 贸易自由化、南北异质性与战略性环境政策[J]. 世界经济,2017,40(7):78-101.

[26]陆菁,鄢云,王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究:基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济,2021(1):174-192.

[27]TIAN Y P, SONG W J, LIU M. Assessment of how environmental policy affects urban innovation: evidence from China's low-carbon pilot cities program[J]. Economic analysis and policy, 2021(71):41-56.

[28]邹甘娜,袁一杰,许启凡. 环境成本、财政补贴与企业

绿色创新[J]. 中国软科学,2023(2):169-180.
[29]李慧云,刘倩颖,李舒怡,等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究,2022,39(12):38-54.
[30]杨冕,王恩泽,叶初升. 环境管理体系认证与中国制造业企业出口"增量提质"[J]. 中国工业经济,2022(6):155-173.
[31]方先明,那晋领. 创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J]. 经济研究,2020,55(10):106-123.
[32]夏学超,孙慧,祝树森,等. 多元主体环境规制组合如何实现降碳减污扩绿增长协同推进?[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(8):22-35.
[33]王杰,李治国. 环境规制策略互动与绿色创新:来自市场型与命令型环境规制的证据[J]. 统计研究,2023,40(12):26-38.
[34]SUN Z N, DU Q Y. Environmental regulation and firm R&D manipulation behaviour: evidence from the low-carbon city pilot program in China[J]. International review of economics & finance, 2025(98):103880.
[35]万骁乐,毕力文,邱鲁连. 何种环境战略生态产生企业高绿色创新绩效?:基于SSE框架的组态分析[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(9):92-107.
[36]YANG C, SONG D, SU Y H. The Low-carbon city pilot policy and trade credit financing: evidence from China[J]. Finance research letters, 2024(66):105663.
[37]JIANG Y, DING X, REN Y S, et al. Low-carbon city pilot policy and green investors entry[J]. Finance research letters, 2024(64):105421.
[38]ZHU C, LEE C C. The effects of low-carbon pilot policy on technological innovation: evidence from prefecture-level data in China[J]. Technological forecasting and social change, 2022(183):121955.
[39]吴武清,赵越,田雅婧,等. 研发补助的"挤入效应"与"挤出效应"并存吗?:基于重构研发投入数据的分位数回归分析[J]. 会计研究,2020(8):18-37.
[40]王永贵,李霞. 促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济,2023(2):131-149.
[41]李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励:来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020,55(9):192-208.
[42]BAI Y, HUA C C, JIAO J L, et al. Green efficiency and environmental subsidy: evidence from thermal power firms in China[J]. Journal of cleaner production, 2018(188):49-61.
[43]DU K, CHENG Y Y, YAO X. Environmental regulation, green technology innovation, and industrial structure upgrading: the road to the green transformation of Chinese cities[J]. Energy economics, 2021(98):105247.
[44]ZHANG Z X, GE Z Y, LIU S H. The low carbon transformation of cities and corporate investment efficiency: evidence from a quasi-natural experiment[J]. Journal of Asian economics, 2024(95):101843.
[45]QIU S L, WANG Z L, LIU S. The policy outcomes of low-carbon city construction on urban green development: evidence from a quasi-natural experiment conducted in China[J]. Sustainable cities and society, 2021(66):102699.
[46]王海,郭冠宇,尹俊雅. 在转型中向"绿"而行:产业结构调整与企业绿色创新[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(1):93-115.
[47]宋弘,孙雅洁,陈登科. 政府空气污染治理效应评估:来自中国"低碳城市"建设的经验研究[J]. 管理世界,2019,35(6):95-108,195.
[48]周泽将,张悦,汪顺. 供应链金融能否平滑企业资金的年尾堆叠[J]. 世界经济,2025,48(9):176-200.
[49]HERING L, PONCET S. Environmental policy and exports: evidence from Chinese cities[J]. Journal of environmental economics and management, 2014,68(2):296-318.
[50]沈丽,张好圆. 中国绿色金融与经济高质量发展耦合协调的时空格局演化及收敛性研究[J]. 中国管理科学,2025,33(2):50-60.

(本文责编:默　黎)