

新型数字基础设施如何驱动企业绿色创新?*

——来自国家绿色数据中心试点的证据

夏 喆 程钰蕊 安 南

摘要:在数字经济与“双碳”目标深度融合的背景下,如何通过新型数字基础设施建设激发企业绿色创新,是学术界与政策界共同关注的重要议题。本文突破传统环境规制的视角,将国家绿色数据中心试点视为一项“绿色数字基础设施”建设冲击,基于2011—2023年沪深A股上市公司数据,运用多期双重差分模型考察了其对企业绿色创新的影响效应与作用机制。研究发现,国家绿色数据中心试点显著促进企业绿色创新,该结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明,该政策通过提升企业数据要素利用水平、优化信息披露质量和缓解融资约束三条路径促进企业绿色创新。异质性分析表明,政策促进效应在东部地区企业、国有企业、绿色投资者关注度较高的企业及ESG表现好的企业中更为明显。这一发现揭示了数字基础设施作为一种新的生产要素配置方式,在驱动绿色技术变革中的关键作用。研究不仅从“数绿融合”的视角拓展了绿色创新驱动因素的研究,也为政府协同推进数字基建与绿色转型、构建现代化产业体系提供了决策参考。

关键词:国家绿色数据中心;企业绿色创新;数字基础设施;数据要素

一、引言

在“双碳”目标引领下,推动经济社会发展全面绿色转型已成为国家战略。从党的二十大报告到党的二十届四中全会,均强调绿色化与低碳化的重要性,并明确“加快经济社会发展全面绿色转型,建设美丽中国”的宏伟蓝图。在此背景下,《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》将科技创新作为解决生态环境问题的根本对策,成为驱动高质量发展的根本支撑。产业

*夏喆,湖北经济学院会计学院,邮政编码:430205,电子邮箱:xiazhe1980@hbue.edu.cn;程钰蕊,湖北经济学院会计学院,邮政编码:430205,电子邮箱:13971257528@163.com;安南,湖北经济学院会计学院,邮政编码:430205,电子邮箱:alanrealdeal@163.com。

本文系湖北省教育厅人文社会科学研究项目重点项目“数字经济赋能‘专精特新’企业高质量发展的机理与路径研究”(24D047)和湖北省教育厅人文社会科学研究项目“债权人保护与企业ESG评级分歧:影响机制与经济后果”(Q20242202)的阶段性成果。感谢匿名外审专家的修改建议。文责自负。

层面,工业和信息化部等七部门联合印发的《关于加快推动制造业绿色化发展的指导意见》指出推动数字化与绿色化深度融合,将绿色技术创新与应用作为提升产业竞争力的关键。《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—2025年)》则着力于制度机制创新。绿色创新已成为驱动我国经济结构性转型与高质量发展的核心引擎。在数字经济转型与算力需求持续增长的背景下,数据中心作为核心基础设施,因高耗能属性,已成为我国实现节能减排与绿色转型的关键领域。工业和信息化部、国家机关事务管理局、国家能源局于2015年正式启动绿色数据中心试点工作,并联合印发《国家绿色数据中心试点工作方案》,建立了一套以能源使用效率为核心、涵盖可再生能源利用等维度的严格评价标准,旨在树立行业标杆,引导整个产业链向绿色低碳方向演进。国家发展改革委等部门印发的《数据中心绿色低碳发展专项行动计划》进一步设定了明确的能效提升与绿色电力消费目标。因此,深入研究国家绿色数据中心试点对企业绿色创新的效应与机制,不仅有助于揭示这一政策如何激发企业绿色创新活力,丰富政策工具对微观企业行为影响的理论,还能为相关企业顺应政策导向、实施绿色创新战略提供决策参考,为构建绿色低碳循环发展的现代化经济体系注入持续动力。

绿色创新以环境保护为首要目的,强调经济增长与环境保护协调发展,被认为是实现绿色低碳转型的核心举措(肖静、曾萍,2025)。目前对绿色创新影响因素的研究已较为丰富,并将环境规制视为驱动绿色创新的主要因素,“波特假说”认为适当的环境规制能鼓励企业开展绿色创新活动(Porter & Linde, 1995)。后续文献围绕不同类型的环境规制工具展开了丰富检验,既有研究从市场激励型规制视角,验证了环境保护税、排污权交易、节能减排财政政策等工具对企业绿色创新的引导作用(齐绍洲等,2018;刘金科、肖翊阳,2022;郑威、张义治,2026),也有研究关注到环境司法改革等制度环境优化带来的规制执行强化效应(翟华云等,2025),还有文献证实了多元化环境规制工具组合的创新激励效果优于单一政策(熊灵等,2023)。随着数字经济与绿色发展的深度融合,数字基础设施对绿色创新的赋能作用成为研究新热点。以“宽带中国”战略为代表的数字基建政策,通过优化资源要素配置、打破信息壁垒,为企业绿色创新提供了重要支撑(肖静、曾萍,2025);而企业微观层面的数字化转型,也能够通过整合创新要素、提高研发效率赋能绿色技术创新。除此之外,现有研究还从企业内部治理、高管特征、利益相关者压力等多个视角,对绿色创新的影响因素展开了多维度探讨(王分棉等,2023;严若森等,2024;权小锋、钱煜婷,2025;严兵等,2024)。同时,现有文献围绕绿色创新对企业绩效、ESG表现、资源配置效率等方面的影响研究,也较为丰富(王家庭、刘锦莉,2025;易江南、李越,2025;杨冠华等,2026)。

然而,现有针对国家绿色数据中心试点政策的研究尚处于初步阶段,且多集中于城市层面,其对微观企业主体绿色创新行为的系统性影响及其内在机理尚未得到充分揭示。既有研究主要从环境绩效与经济绩效两个维度展开。环境绩效方面,国家绿色数据中心试点政策可

有效降低城市碳排放强度并提升碳排放效率(吉雪强等,2025;卢华等,2026),裴馨(2025)进一步构建了内生增长模型验证了其碳减排效应及对周边城市的正向空间溢出效应。经济绩效方面,该政策可通过创新变革与降本增效提升企业新质生产力(熊凌云等,2026),亦能够通过提升能源效率、吸引数字人才等路径驱动城市绿色创新发展(韩先锋等,2025),并凭借绿色创新合作与算力支持促进新能源产业发展(董康银、朱凯,2026)。韩先锋和魏欣(2025)则将研究视角从单一政策拓展至政策协同,发现“绿色-共享”数据政策较单一政策具有更为明显的城市绿色转型赋能效果。国家绿色数据中心试点政策的特殊性在于,它并非传统的环境规制,而是一种集数字基建与绿色标准于一体的新型政策工具。它既是硬件基础设施的升级,也是制度环境的优化。这种特殊性使得其影响机制可能超越传统的“波特假说”框架。首先,作为新型绿色数字基础设施,它从要素层面重构了企业绿色创新的技术支撑体系,为数据要素赋能绿色研发提供了基础,这也是其区别于传统环境规制最核心的差异化价值;其次,它通过提供高效算力服务,降低了企业进行复杂绿色技术模拟和数据分析的边际成本,这本质上是一种资源编排与能力提升;最后,作为政府背书的高规格认证,它向资本市场传递了强有力的绿色信号,缓解了企业与投资者之间的信息不对称。因此,深入剖析国家绿色数据中心试点如何影响企业绿色创新,不仅是对“波特假说”在数字经济时代的延伸,更是理解“数绿融合”微观机制、解锁新型数字基建绿色价值的关键切入点。

基于此,本文将国家绿色数据中心试点政策作为一项准自然实验,利用双重差分法考察其对企业绿色创新的影响,可能的边际贡献主要有:(1)从微观企业绿色创新维度评估国家绿色数据中心试点政策实施效果,丰富了该政策微观经济效应的相关研究,为数字基建与绿色发展融合机制提供企业层面经验证据,同时将“波特假说”拓展至数绿融合场景,拓展了绿色创新驱动因素的宏观政策研究视角;(2)系统识别政策驱动企业绿色创新的数据要素、信息披露、融资约束三条传导路径,并区分区域、产权、绿色投资者关注度、ESG表现四类维度揭示差异化政策效应,为“双碳”背景下差异化产业政策制定、助推企业绿色创新提供实证依据。

二、政策背景与研究假说

(一)政策背景

我国数字经济快速发展,算力需求持续攀升,数据中心作为关键的数字基础设施,其能源消耗与碳排放问题日益凸显。为应对高耗能、高碳排挑战,走高效、清洁、集约的绿色发展道路,2015年3月,工业和信息化部、国家机关事务管理局、国家能源局联合印发《国家绿色数据中心试点工作方案》,正式启动了国家绿色数据中心试点工作。该方案聚焦互联网、电信、金融、能源、公共机构及生产制造六大核心领域,在资源集聚度高、能耗强度大的重点省市,选拔具备良好管理基础与代表性的数据中心开展试点建设,以绿色技术创新和推广为支撑,旨在打造可复

制的绿色转型模式,发挥试点的辐射带动效应,从而引领数据中心行业向绿色低碳循环方向深度转型。2018年,工业和信息化部等部门公布了首批国家绿色数据中心名单,共计49家数据中心成功入选,其中互联网与电信领域占比最高(共34家),为后续政策的全面铺开奠定了实践基础。2019年,工业和信息化部等三部门联合发布《关于加强绿色数据中心建设的指导意见》,明确以加快技术产品创新和应用为路径,构建产学研用、上下游协同的绿色数据中心技术创新体系,加快绿色关键和共性技术产品研发创新;同时要求到2022年,新建的大型及以上数据中心,其电能使用效率值(PUE)达到1.4以下。2021年,《新型数据中心发展三年行动计划(2021—2023年)》等一系列文件相继出台,将PUE值的限值降到1.3,部分地区甚至降到1.25以下,并开始关注水资源利用和碳排放核查与管理。政策不再只局限于“省了多少电”,而是更看重“用了多少绿电”,鼓励企业通过参与绿电交易、建设分布式光伏等方式提高清洁能源比例。这种变化促使数据中心从单纯的节能减排,向高效率、低碳化的高质量发展模式深层次转型,同时也推动着产业链相关企业持续加大绿色技术攻关力度,以技术创新回应不断升级的绿色标准。在行业专项政策持续迭代完善的基础上,国家发展改革委、科技部于2022年联合印发《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—2025年)》,聚焦壮大企业绿色技术创新主体,从绿色技术创新引领、创新协同、转化应用等九大方面作出系统部署,为数据中心领域绿色技术创新落地提供了制度支撑。随着相关工作持续推进,入选国家绿色数据中心名单的项目逐年增加,截至2024年底,全国已累计建设246家国家绿色数据中心。

(二)研究假说

“波特假说”认为,适宜的环境规制能够对企业形成创新激励(Porter & Linde, 1995)。国家绿色数据中心试点以能效(PUE值)、水效及碳排放的高标准建设要求为核心,形成了兼具约束性与引导性的政策规制,从合规压力与资源供给两个方面促进了企业绿色创新。

一方面,从被动合规来看,试点政策的高标准准入与常态化动态监管形成了硬性环境规制,显著增加了企业的环境合规风险。为规避监管处罚并获取政策支持,企业具有强烈动机开展绿色研发与技术改造,而此类由规制激发的绿色创新所带来的生产效率提升,往往能够抵消企业履行环保义务所投入的额外成本(谢荣辉, 2017)。同时,政策鼓励企业优先采购节能设备与研发绿色技术,将绿色转型动力沿产业链传导(童健等, 2016),使硬件供应商、软件服务商等上下游关联企业加大绿色研发投入力度,推动全产业链范围内绿色创新行为的扩散。从主动战略来看,为维持试点资质、获取政策红利等,企业有动力在绿色技术研发、清洁工艺改进、可再生能源替代等领域进行前瞻性布局,通过绿色创新巩固差异化竞争优势。同时,该政策向市场释放了明确的绿色信号,推动企业主动满足政府、投资者、消费者等多元利益相关者的绿色诉求,通过绿色创新塑造低碳企业形象,抢占绿色市场竞争优势。

另一方面,绿色创新普遍具有高投入、高风险和长周期的特征(Ambec et al., 2013),对企

业的研发资金、技术基础等均提出了较高要求,资源要素是制约企业绿色创新的核心瓶颈。国家绿色数据中心试点作为兼具绿色属性与算力供给能力的新型数字基础设施,从以下两方面为企业绿色创新提供支撑。首先,试点提供的低成本、高效能通用算力服务,降低了企业在复杂模型模拟、能源优化管理等绿色研发环节的边际成本(Goldfarb & Tucker, 2019),推动了公共数据资源的开放整合与数据标准的统一,打破了“数据孤岛”,使企业能够以更低成本获取高质量数据资源,并将更多研发资源重新配置到绿色核心技术攻关中(赵宸宇等,2021)。其次,试点的官方认证属性向资本市场传递了积极的绿色信号,叠加绿色金融配套政策的支持,能够有效拓宽企业融资渠道、降低融资成本,为长周期、高风险的绿色研发活动提供稳定的资金保障,缓解企业创新活动面临的资金约束。基于此,本文提出以下假说:

假说H1:国家绿色数据中心试点能够促进企业绿色创新。

国家绿色数据中心作为兼具绿色低碳属性与算力供给能力的新型数字基础设施,可以为企业数据要素的深度开发与利用提供支撑。区域集约化绿色算力凭借规模效应降低单位算力成本,降低中小企业数据存储、清洗、建模的硬件与成本门槛,扩大数据要素使用主体覆盖范围,拓展数据要素应用广度。统一的数据接口标准与区域共享平台打破跨主体“数据孤岛”,降低数据整合成本,丰富数据要素供给维度,补齐企业单一数据源短板,实现数据要素规模与质量的升级。在算力可及、数据可用的基础上,政策推动企业将数据要素贯穿研发、生产、运营的全流程,拓展数据应用的深度与广度,显著提升企业的数据要素利用水平。数据要素作为数字经济时代的核心生产要素(朱康、唐勇,2025),是破解企业绿色创新瓶颈、驱动实质性绿色创新的关键动能(毛春梅等,2025)。绿色创新具有研发风险高、试错成本高、转化周期长的典型特征,而数据要素的深度应用能够从以下三个维度破解上述痛点:其一,通过全流程大数据分析,企业可精准识别生产环节的能耗短板、减排节点与资源利用优化空间,明确绿色研发的方向,降低绿色创新研发风险;其二,依托算力支撑的数据模拟与场景推演,企业可对绿色工艺、低碳技术方案进行前置性验证与迭代优化,有效缩短研发周期、降低试错成本,提升绿色创新的研发效率(蔡继明等,2022);其三,数据要素的流通整合能够打破产业链信息壁垒,推动上下游绿色资源与技术经验的协同共享,加速绿色技术成果落地,促进企业绿色创新产出。同时,数据要素利用水平的提升可以优化研发流程,并通过深化企业对市场绿色需求的洞察,进一步提升绿色创新的市场导向性与转化效率。基于此,本文提出以下假说:

假说H2:国家绿色数据中心试点通过提升企业数据要素利用水平进而促进企业绿色创新。

国家绿色数据中心建设通过严格的准入标准与动态监管体系(熊凌云等,2026),向外界释放了强烈的政策信号。首先,在申报认定阶段,政策要求企业必须提交涵盖能效指标、水资

源利用效率及可再生能源利用率在内的量化自评价材料。这一硬性要求推动企业建立起完善的绿色指标核算体系,企业实现了环境信息从无披露到规范披露的转变。其次,认定后的动态核查机制要求企业持续报送年度运营数据,并明确提出单位信息流量综合能耗年降幅不低于4.5%的硬性指标。这种常态化的监管压力促使企业的披露行为从应对申报的临时性举措转化为长期、连续的日常管理行为,大幅提升了披露信息的连续性与透明度。最后,基于政策红利的“信号披露激励”,企业为维持绿色数据中心资质并获取能效指标倾斜等补贴,会主动通过ESG报告等渠道详细披露其绿色运营成果,从而实现从被动合规向主动展示绿色能力的转变。企业信息披露质量的提升又进一步驱动了企业的绿色创新(王馨、王营,2021;季良玉、钱鸿涵,2022;张欣、董竹,2023)。一方面,高质量的信息披露有效缓解了企业与外部利益相关者间的信息不对称,通过公开碳减排战略与绿色绩效数据,企业能够向ESG基金及绿色信贷机构传递积极信号,从而吸引更多“高投入、长周期”的绿色研发资金支持。并且具备高质量披露水平的企业更易获得政府的专项补贴与税收优惠,这些政策性资源能够直接为企业的绿色研发提供资金支持。另一方面,信息披露透明度的增强触发了政府、公众及媒体的外部监督,形成了强大的外部创新压力(张欣、董竹,2023)。透明的环境数据为环保执法提供了精准依据,迫使环境风险较高的企业通过绿色技术创新来规避处罚;同时,在声誉机制的作用下,公众的关注迫使企业必须以实质性的绿色创新而非“漂绿”行为来维护企业形象(黄溶冰、赵谦,2018)。基于此,本文提出以下假说:

假说H3:国家绿色数据中心试点通过提升企业信息披露质量进而促进企业绿色创新。

企业与外部投资者之间存在天然的信息不对称。银行等金融机构往往对绿色项目持谨慎态度,形成信贷配给。入选国家绿色数据中心试点名单,相当于企业获得了政府的背书,同时向资本市场传递了明确的积极信号,有效降低了外部投资者对企业经营风险和环境风险的预期,从而增强了投资者的信心,降低了企业的权益资本成本和债务融资成本(方先明、胡丁,2023)。其次,为了支持新基建和绿色发展,国家及地方政府会将绿色数据中心纳入绿色金融的重点支持范围。这使相关企业更容易获得绿色信贷、专项债发行资格、财政补贴或税收优惠(张甜、刘一鸣,2025)。这种政策红利直接补充了企业的现金流,拓宽了融资渠道,使得企业在面对资金需求时能够以更低的门槛和成本获取外部资金。创新活动需要大量和长期的资金投入(Hottenrott & Peters, 2012),且这些资金的来源主要是外部融资(张杰等,2012)。若企业面临严重的融资约束,内部现金流不足且外部融资受阻,管理层出于风险规避和生存压力的考量,将通过削减高风险的研发投入来维持日常运营,从而产生创新抑制效应(张芳、于海婷,2024)。相反,充足的资金为企业试错提供机会,管理者更有意愿和能力承担绿色创新项目固有的风险,敢于投资探索性、突破性的绿色技术,而不仅仅局限于短期的、改良性的技术调整,并且稳定的资金支持有助于维持研发团队的稳定性及技术积累的连续性,避

免因资金链断裂导致的创新中断。基于此,本文提出以下假说:

假说 H4:国家绿色数据中心试点通过缓解企业融资约束进而促进企业绿色创新。

三、研究设计

(一)模型设定

为了考察国家绿色数据中心试点对企业绿色创新的影响,本文将该试点政策视为一项准自然实验,构建多期双重差分模型进行实证检验。基准回归模型设定如下:

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: i 表示企业, t 表示年份, $GI_{i,t}$ 为企业绿色创新水平, $DID_{i,t}$ 为国家绿色数据中心试点虚拟变量, $Controls_{i,t}$ 为控制变量, μ_i 为企业固定效应, λ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项, α 为待估系数。考虑到国家绿色数据中心试点是在城市层面展开的,而本文的研究样本为企业层面数据,为了消除同一地区内企业扰动项可能存在的组内自相关问题,本文在所有回归中均对标准误在城市层面进行了聚类稳健处理,以获得更准确的统计推断。

(二)变量说明

1.被解释变量

企业绿色创新水平(GI)。本文参照权小锋和钱煜婷(2025)、郭俊杰等(2024)的研究做法,采用绿色发明专利申请数量来衡量企业的绿色创新。绿色专利依据世界知识产权组织(WIPO)的绿色专利分类标准进行识别,并且考虑到该专利数据的右偏特征,对企业当年绿色专利申请数量加1后取自然对数进行处理。

2.解释变量

国家绿色数据中心(DID)。借鉴熊凌云等(2026)的研究,本文基于工业和信息化部等部门公布的2018年、2020年、2021年、2022年四个批次国家绿色数据中心名单,手工整理试点城市和实施时间来构建多期双重差分变量。在样本分组方面,本文将注册地位于国家绿色数据中心试点地区的企业设定为处理组,将未受政策影响地区的企业作为对照组,即当某地级市在当年拥有经认定的国家绿色数据中心时,意味着该地区受到政策冲击,该地区的企业在当年及随后年份的 DID 赋值为1,反之,则赋值为0。

3.控制变量

本文主要参考熊凌云等(2026)的研究,分别从企业和地区层面选取了如下控制变量:企业规模($Size$)、资产负债率(Lev)、企业价值($TobinQ$)、现金流水平($CashFlow$)、企业年龄(Age)、股权集中度($Top1$)、两职合一($Dual$)、城市经济发展水平($GDPpc$)和金融发展水平(Fin)。具体的变量定义如表1所示。

表 1 主要变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色创新水平	<i>GI</i>	$\ln(\text{当年绿色发明专利申请数量}+1)$
解释变量	国家绿色数据中心	<i>DID</i>	虚拟变量,若企业注册城市在当年及之后被认定为国家绿色数据中心试点,则取 1,否则取 0。
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	$\ln(\text{期末总资产})$
	资产负债率	<i>Lev</i>	期末总负债/期末总资产
	企业价值	<i>TobinQ</i>	$(\text{流通股市值}+\text{非流通股账面价值}+\text{负债账面价值})/\text{期末总资产}$
	现金流水平	<i>CashFlow</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	企业年龄	<i>Age</i>	$\ln(\text{当年年份}-\text{公司成立年份}+1)$
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理为同一人取 1,否则取 0
	城市经济发展水平	<i>GDPpc</i>	$\ln(\text{城市人均 GDP})$
	金融发展水平	<i>Fin</i>	城市金融机构贷款余额/地区 GDP

(三)样本选择与数据来源

本文以 2011—2023 年 A 股上市公司为研究对象展开分析。参考现有文献的普遍做法,对样本进行了以下处理:(1)为保证样本质量,删除了 ST、*ST、PT 类的上市公司;(2)考虑到金融行业的特殊性,将银行、证券等金融类企业予以剔除;(3)为排除极端离群值可能带来的影响,对所采用的连续变量按照 1%和 99%的水平进行了缩尾处理。企业层面的数据来源于 CNRDS 数据库和 CSMAR 数据库,地区层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》。

(四)描述性统计

表 2 报告了变量的描述性统计结果。全样本包含 25719 个观测值。被解释变量企业绿色创新水平的均值为 0.7274,标准差为 1.1092,分布呈现右偏特征,表明多数企业的绿色创新水平较低,但存在少数表现突出的企业,我国企业的绿色创新水平还有进一步提升的空间。其余变量均在合理范围内,数据符合实证分析要求。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GI</i>	25719	0.7274	1.1092	0.0000	7.1974
<i>DID</i>	25719	0.3675	0.4821	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	25719	22.3619	1.2685	19.9877	26.2734
<i>Lev</i>	25719	0.4271	0.1976	0.0614	0.9024
<i>TobinQ</i>	25719	2.0576	1.3380	0.7888	13.5269
<i>CashFlow</i>	25719	0.0504	0.0650	-0.1385	0.2419
<i>Age</i>	25719	2.1644	0.7707	0.6931	3.3322
<i>Top1</i>	25719	33.8298	14.7028	8.3100	73.5600
<i>Dual</i>	25719	0.2738	0.4459	0.0000	1.0000
<i>GDPpc</i>	25719	11.5280	0.4999	10.1011	12.2234
<i>Fin</i>	25719	1.6584	0.4655	0.7854	2.6313

(五)核密度比较分析

图 1 展示了处理组和对照组的企业绿色创新水平的核密度分布曲线。在企业绿色创新水平低值区间,对照组核密度曲线峰值明显高于处理组;在绿色创新中高值区间内,处理组的核密度曲线始终处于对照组上方,同时右侧尾部延伸范围更大。这初步说明了国家绿色数据

中心试点可能会对企业绿色创新水平产生促进作用,这为下文的基准回归奠定了基础。

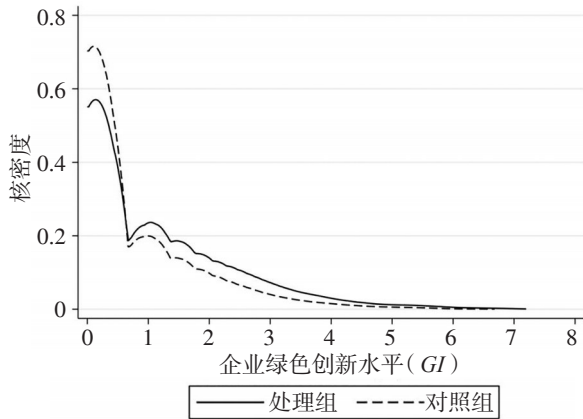


图1 核密度比较分析

四、实证分析

(一)平行趋势检验

平行趋势假设是双重差分模型实证结果成立的关键前提。本文借鉴 Beck 等(2010)的研究,采用事件研究法检验试点政策对企业绿色创新的动态效应。考虑到政策实施前第5期至第11期的观测值较少(约占总样本的15%),本文参考耿春晓等(2026)的做法,将该区间样本统一归并至政策实施前第5期。检验结果如图2所示,政策实施前各期,估计系数均未通过显著性检验,表明在试点政策实施前处理组和对照组的绿色创新水平不存在显著差异,满足双重差分模型的平行趋势假设,排除了后续观测到的两组绿色创新差异是由事前的固有趋势、企业自身特征等非政策因素导致的可能。自政策实施当年起,估计系数显著为正,表明国家绿色数据中心试点落地后,处理组企业的绿色创新水平开始显著高于对照组。上述分析初步印证了国家绿色数据中心试点促进企业绿色创新的核心结论。

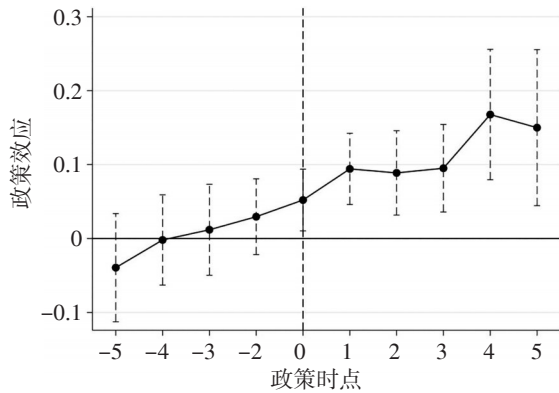


图2 平行趋势检验

(二)基准回归分析

基准回归结果见表3。其中,列(1)为仅包含核心解释变量而未控制任何固定效应的初步结果;列(2)在列(1)的基础上控制了企业个体与年份的双向固定效应;列(3)进一步加入了企业层面的控制变量;列(4)进一步在列(3)的基础上加入了宏观层面的控制变量,并采用了城市层面的聚类稳健标准误。这是因为核心解释变量为城市-年份层面的政策虚拟变量,同一城市内企业的随机扰动项存在显著组内自相关,若采用企业层面的聚类稳健标准误或稳健标准误,会低估标准误、高估统计显著性,进而导致因果识别结果偏误,采用城市层面的聚类稳健标准误可有效缓解这一偏误,提升结果可靠性与严谨性。从回归结果来看,列(1)至列(3)中, *DID* 系数均在1%的统计水平上显著为正,列(4)的 *DID* 系数为0.0601且在5%的统计水平上显著为正。在控制各类影响因素后,国家绿色数据中心试点使处理组企业的绿色创新水平相较于对照组提升了6.01%,该结果表明,国家绿色数据中心试点有助于促进企业绿色创新,研究假说H1成立。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.3371*** (22.42)	0.0553*** (3.58)	0.0598*** (3.99)	0.0601** (2.52)
<i>Size</i>			0.3528*** (26.21)	0.3535*** (11.78)
<i>Lev</i>			-0.0626 (-1.46)	-0.0624 (-0.93)
<i>TobinQ</i>			0.0341*** (7.50)	0.0340*** (5.67)
<i>CashFlow</i>			-0.1162 (-1.61)	-0.1176 (-1.38)
<i>Age</i>			-0.1898*** (-9.36)	-0.1886*** (-6.47)
<i>Top1</i>			-0.0015* (-1.89)	-0.0015 (-0.81)
<i>Dual</i>			0.0456*** (3.29)	0.0449** (2.11)
<i>GDPpc</i>				0.0212 (0.28)
<i>Fin</i>				-0.0823* (-1.88)
常数项	0.6035*** (77.00)	0.7071*** (104.41)	-6.7720*** (-22.66)	-6.8976*** (-6.73)
企业固定效应	否	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
样本量	25719	25719	25719	25719
调整的 R ²	0.0214	0.7207	0.7340	0.7340

注:标准误在城市层面进行聚类处理;括号内数值为t值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

(三)稳健性检验

1.安慰剂检验

为防止基准回归结果可能受到不可观测的遗漏变量或随机因素的干扰,采用安慰剂检验方法验证基准结论的稳健性。本文参考白俊红等(2022)的研究,在每次模拟中,随机抽取2409家企业作为虚拟处理组(与真实处理组数量相同),并为其随机分配一个政策冲击年份,基于此构造“伪”政策交互项。使用与基准回归完全相同的模型设定进行估计,重复1000次,从而得到在“无真实政策效应”的原假设下,估计系数的经验分布。结果如图3所示,从估计系数的分布来看,1000次模拟得到的虚假估计系数主要集中于0附近,呈近似正态分布,且绝大多数P值大于0.1,而基准回归所得到的真实估计系数为0.0601,显著异于安慰剂检验结果。这表明国家绿色数据中心试点是推动企业绿色创新的真实政策冲击,其对企业绿色创新的促进效应是真实的经济结果,而非计量分析中的虚假关联,因此本文基准回归结果具有稳健性。

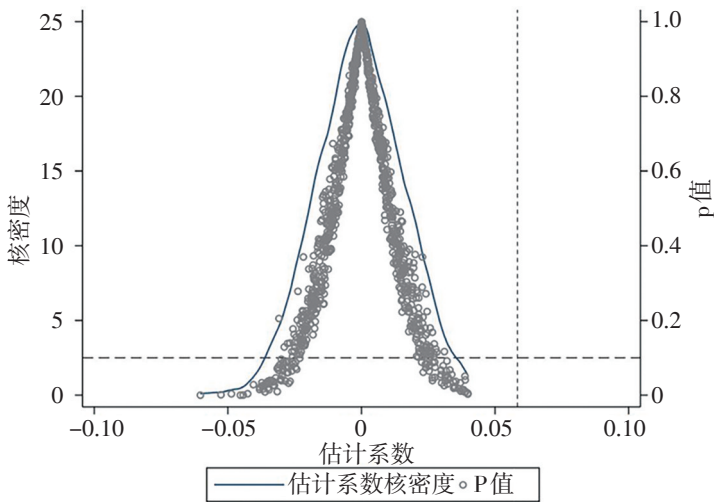


图3 安慰剂检验

2.异质性处理效应检验

为了排除传统双向固定效应模型在多期、异质处理时间场景下可能产生的估计偏误,本文采用Callaway和Sant’Anna(2021)提出的CSDID方法对基准结论进行稳健性检验,该方法通过分组对比和加权平均的估计策略,克服了传统模型的固有缺陷。表4中列(1)至列(4)分别对简单加权平均处理效应、日历平均处理效应、动态平均处理效应以及分组平均处理效应四种不同处理效应进行了估计。其中,动态效应中的政策前平均效应不显著,满足平行趋势假设,政策后平均效应显著则证实了政策落地后的持续动态驱动作用;另外三种处理效应均正向显著,这表明在排除异质性处理效应的潜在干扰后,本文的核心结论依然

成立。

表 4 异质性处理效应

变量	简单加权平均处理效应	日历平均处理效应	动态平均处理效应	分组平均处理效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Simple ATT</i>	0.0713** (2.04)			
<i>CAverage</i>		0.0616* (1.89)		
<i>Pre_avg</i>			-0.0687 (-1.31)	
<i>Post_avg</i>			0.0905** (2.30)	
<i>GAverage</i>				0.0670** (1.96)

注：四种处理效应均已加入与基准回归一致的控制变量；括号内数值为t值。

3.其他稳健性检验回归结果

(1)替换被解释变量。本文借鉴权小锋和钱煜婷(2025)的做法,采用绿色发明专利授权数量(*GIac*)替代原来的绿色发明专利申请数量进行回归分析。表5列(1)的结果显示,更换被解释变量的衡量方法后,国家绿色数据中心试点的系数仍显著为正,表明基准回归中政策对企业绿色创新的促进效应是稳健的,并不随创新度量方式的变化而发生根本性的改变,因此本文基准回归结果具有稳健性。

表 5 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>GIac</i>	<i>GI</i>	<i>F.GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>
<i>DID</i>	0.0510** (2.42)		0.0501** (2.17)	0.0421* (1.83)	0.0423* (1.84)	0.0601*** (2.67)	0.0601* (2.08)
<i>num</i>		0.0080*** (2.75)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-3.8950*** (-5.65)	-6.8034*** (-6.74)	-6.4850*** (-5.83)	-7.1274*** (-7.17)	-7.0482*** (-7.21)	-6.8976*** (-6.63)	-6.8976*** (-8.74)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	否	否	否	是	否	否	否
省份×年份固定效应	否	否	否	否	是	否	否
样本量	25719	25719	21135	25707	25710	25719	25719
调整的R ²	0.6694	0.7341	0.7469	0.7408	0.7410	0.7340	0.7340

(2)替换解释变量。基准回归采用虚拟变量(DID)衡量政策冲击,未能体现试点强度的差异。为此,借鉴李志俊和彭晓颖(2026)的研究思路,构建连续型政策强度指标(num),以各城市截至当年所有获批批次的累计国家绿色数据中心数量进行衡量,在保持模型设定与基准回归一致的情况下重新进行回归分析。表5列(2)的结果显示,政策强度指标的系数为0.0080,在1%的统计水平上显著为正,表明该政策的创新激励效应随试点规模的扩大而增强,与基准回归结论一致,因此本文基准回归结果具有稳健性。

(3)前置一期被解释变量。基准回归模型假设国家绿色数据中心试点的效应在当期即可完全显现。但企业绿色创新活动从决策到产出通常需要一定周期,政策的影响可能存在时滞性。因此本文参考苑泽明等(2024)的研究,将被解释变量绿色创新(GI)前置一期($F.GI$)重新纳入模型进行估计。表5列(3)的结果显示,政策变量(DID)系数为0.0501,且在5%的水平上显著为正。这一发现符合企业创新行为调整需要时间的客观现实,意味着政策的影响并非短暂的冲击而是持续性的驱动,因此本文基准回归结果具有稳健性。

(4)增加固定效应。为进一步检验基准回归结果的稳健性,本文依次在模型中控制了更细化的固定效应。表5中列(4)在基准模型的基础上加入行业 $\times$ 年份固定效应,结果显示 DID 的系数为0.0421,且在10%的统计水平上显著为正。列(5)在基准模型的基础上加入省份 $\times$ 年份固定效应,结果显示 DID 的系数为0.0423,且在10%的统计水平上显著为正。上述结果表明,在分别控制行业层面与省份层面的随时间变化的因素后,国家绿色数据中心试点对企业绿色创新的促进作用依然存在,因此本文基准回归结果具有稳健性。

(5)改变聚类稳健标准误。参考许志勇等(2026)的研究思路,本文在基准回归模型的基础上,依次添加了企业、行业层面的聚类稳健标准误并重新回归,回归结果见表5列(6)、列(7)。从回归结果来看,更换不同聚类维度后, DID 系数依旧显著,因此本文基准回归结果具有稳健性。

(6)排除其他政策干扰。基准回归结果可能受到同期其他相关政策冲击的干扰。为识别国家绿色数据中心(DID)对企业绿色创新的“净效应”,本文针对该政策“数字”和“绿色”的属性,选取“低碳城市试点”“碳排放权交易试点”“中央生态环境保护督察”“宽带中国”“国家大数据综合试验区”“数字经济创新发展试验区”六类同期代表性政策,在表6的列(1)至列(6)中将政策虚拟变量逐一加入基准回归模型,并在列(7)同时纳入六类政策变量进行检验。表6的结果显示,列(1)—列(7) DID 的估计系数均显著为正,与基准回归结果保持一致,说明国家绿色数据中心试点对企业绿色创新的促进作用,在控制同期环境规制与数字基建等竞争性政策的影响后仍然显著存在,该政策具有独立于同期其他政策的、可识别的实际贡献,因此本文基准回归结果具有稳健性。

表 6 排除其他政策干扰

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>DID</i>	0.0600** (2.50)	0.0559** (2.36)	0.0607** (2.52)	0.0600** (2.52)	0.0513** (2.08)	0.0598** (2.45)	0.0470* (1.90)
低碳城市试点	0.0106 (0.23)						0.0319 (0.78)
碳排放权交易试点		0.0432 (1.05)					0.0324 (0.85)
中央生态环境保护督察			0.0154 (0.47)				0.0209 (0.62)
宽带中国				-0.0095 (-0.30)			-0.0050 (-0.16)
国家大数据综合试验区					0.0393 (0.98)		0.0457 (1.31)
数字经济创新发展试验区						0.0023 (0.06)	-0.0000 (-0.00)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.8834*** (-6.72)	-6.7889*** (-6.60)	-6.9007*** (-6.74)	-6.8882*** (-6.71)	-6.9406*** (-6.75)	-6.8978*** (-6.72)	-6.8228*** (-6.69)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	25719	25719	25719	25719	25719	25719	25719
调整的 R ²	0.7340	0.7341	0.7340	0.7340	0.7341	0.7340	0.7341

五、进一步分析

(一)机制检验

中介效应检验中,逐步回归法能够分步呈现变量的传导逻辑,与理论假说的对应关系更为清晰,但逐步法因检验力偏低而受到一定质疑,并且它需要直接估计中介变量对被解释变量的影响,而这一估计在中介变量非随机时可能存在偏误,因而存在一定争议(江艇,2022)。本文仍采用三步法,原因在于:机制分析的目的在于识别政策的传导渠道,而非精确度量中介效应的大小,逐步法在呈现传导链条上更为直观;同时,本文核心因果识别由基准双重差分及一系列稳健性检验实现,机制检验仅作补充佐证,三个中介变量对企业绿色创新的影响已在第二部分作出理论论证,该方法层面的局限不足以动摇核心结论。据此,本文参照温忠麟和叶宝娟(2014)的研究方法,构建如下中介效应模型,并进一步采用 Bootstrap 抽样构造间接效应的置信区间,以更稳健地判断间接效应是否显著。

$$GI_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 DID_{i,t}+\gamma_2 Controls_{i,t}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t}$$
 (2)

$$Mediator_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 DID_{i,t}+\gamma_2 Controls_{i,t}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t}$$
 (3)

$$GI_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 DID_{i,t} + \varphi_2 Mediator_{i,t} + \alpha_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $Mediator_{i,t}$ 为中介变量, 包括数据要素投入利用水平 ($DataUtil$)、信息披露质量 (IDQ) 和融资约束 (SA)。其他变量与基准回归一致。

1. 数据要素机制

为检验数据要素机制, 本文借鉴史青春等(2023)的研究, 统计了人工智能、区块链、云计算、大数据技术与应用五大核心维度的相关词汇披露频次, 并对总频次求和, 以此刻画企业的数据要素投入利用水平 ($DataUtil$)。频次越高, 说明企业的数据要素利用水平越高。回归结果如表7所示。列(2) DID 系数在5%的统计水平上显著为正, 说明国家绿色数据中心试点显著提升了企业的数据要素利用水平; 列(3)在纳入中介变量后的 DID 系数较列(1)有所下降, 支持了中介效应的存在。为进行更严格的检验, 本文进一步采用 Bootstrap(1000次)抽样检验, 发现置信度为95%的中介效应置信区间为[0.0029, 0.0081], 未包含0。上述结果表明, 国家绿色数据中心试点能通过提升企业数据要素利用水平进而促进企业绿色创新, 假说H2成立。

2. 信息披露机制

为检验信息披露机制, 本文参考马连福和纪安琪(2025)的研究, 以深交所对上市企业信息披露考核结果来衡量信息披露质量 (IDQ), 该指标分4、3、2、1四个等级, 数值越大, 企业的信息披露质量越高。数据来源于CSMAR数据库。回归结果如表7所示: 列(4) DID 系数在10%的统计水平上显著为正, 说明国家绿色数据中心试点显著提升了企业的信息披露质量; 列(5)在纳入中介变量后的 DID 系数较列(1)有所下降, 支持了中介效应的存在。为进行更严格的检验, 本文进一步采用 Bootstrap(1000次)抽样检验, 发现置信度为95%的中介效应置信区间为[0.0064, 0.0122], 未包含0。上述结果表明, 国家绿色数据中心试点能通过提升企业信息披露质量进而促进企业绿色创新, 假说H3成立。

3. 融资约束机制

为检验融资约束机制, 本文采用Hadlock和Pierce(2010)提出的SA指数来衡量企业融资约束。该指数由企业规模 ($Size$) 和企业年龄 (Age) 计算而得, 该指数计算结果为负值, 数值越大, 表明企业面临的融资约束程度越低。数据来源于CSMAR数据库。回归结果如表7所示。列(6) DID 系数在10%水平上显著为正, 说明国家绿色数据中心试点显著缓解了企业的融资约束; 列(7)在纳入中介变量后的 DID 系数较列(1)有所下降, 支持了中介效应的存在。为进行更严格的检验, 本文进一步采用 Bootstrap(1000次)抽样检验, 发现置信度为95%的中介效应置信区间为[0.0058, 0.0183], 未包含0。上述结果表明, 国家绿色数据中心试点能通过缓解企业融资约束进而促进企业绿色创新, 假说H4成立。

表 7 机制检验结果

	基准回归	数据要素机制		信息披露机制		融资约束机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>GI</i>	<i>DataUtil</i>	<i>GI</i>	<i>IDQ</i>	<i>GI</i>	<i>SA</i>	<i>GI</i>
<i>DID</i>	0.0601** (2.52)	1.7749** (2.28)	0.0545** (2.37)	0.1723* (1.84)	0.0506** (2.14)	0.0055* (1.80)	0.0475** (2.26)
<i>DataUtil</i>			0.0032*** (5.60)				
<i>IDQ</i>					0.0552*** (5.93)		
<i>SA</i>							2.2935*** (9.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.8976*** (-6.73)	-124.3577*** (-3.96)	-6.5052*** (-6.45)	0.2740 (0.17)	-6.8670*** (-6.75)	-4.0454*** (-38.65)	2.3805* (1.94)
Bootstrap(1000次) 检验置信区间		[0.0029,0.0081]		[0.0064,0.0122]		[0.0058,0.0183]	
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	25719	25719	25719	25719	25719	25719	25719
调整的 R ²	0.7340	0.8039	0.7355	0.5663	0.7356	0.9658	0.7438

(二)异质性分析

1.地区差异

我国区域经济发展水平与信息化基础设施分布存在差异,也可能会对国家绿色数据中心试点的实施效果产生影响。本文参考陈景华等(2020)的研究思路,将样本划分为东部地区和非东部地区,构建地区分组虚拟变量(*east*),东部地区所在企业赋值为1,反之赋值为0^①。将该分组虚拟变量与政策虚拟变量(*DID*)构造交互项(*DID*×*east*)进行异质性检验,回归结果如表8中列(1)所示,*DID*×*east*系数显著为正,表明国家绿色数据中心试点对企业绿色创新的促进作用在东部地区更为突出。东部地区具备完善的配套数字基础设施,可依托算力资源降低企业绿色研发的试错成本;同时区域内高端技术人才、绿色金融资源集聚,市场化要素配置效率更高,能够快速承接政策红利,加速绿色技术研发与成果落地。而非东部地区传统重工业占比偏高,企业绿色转型内生动力偏弱,受制于数字基建不完善、高端人才供给短缺、市场化程度不足等约束,不仅提高了绿色数据中心的落地和运营成本,也限制了算力资源的产业辐射效应。加之地方配套激励政策相对滞后,绿色补贴等制度尚未完善,该政策难以有效推动企业开展绿色创新。

2.产权性质

本文引入产权性质虚拟变量(*SOE*),国有企业赋值为1,反之赋值为0,并将该变量与政

①依据国家统计局2011年四大经济区域划分标准,将北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南10个省份归为东部地区,其余东北、中部、西部省份统一归为非东部地区。

策虚拟变量(DID)构造交互项($DID \times SOE$)进行异质性检验,回归结果如表8中列(2)所示, $DID \times SOE$ 系数显著为正,表明国家绿色数据中心试点对企业绿色创新的激励效应存在显著的产权异质性,相较于非国有企业,该政策显著促进了国有企业的绿色创新。基于资源基础理论,国有企业在绿色转型中具有天然的要素获取优势。数据中心的绿色化改造与相关绿色技术的研发属于高投入、长周期的投资活动,面临较高的风险与较强的融资约束。国有企业通常拥有更雄厚的资金实力和更畅通的融资渠道,这为其在数字化基础设施建设和绿色技术研发上的持续投入提供了资金保障(解维敏、方红星,2011)。相比之下,民营企业面临较强的融资约束,高昂的建设成本,可能抑制了其绿色创新意愿。此外,国家绿色数据中心试点属于国家战略层面的新型基础设施建设,具有极强的外部性,而国有企业承担着更多的政策执行职能与社会责任,对国家战略信号更为敏感,面临更强的合法性压力去响应“双碳”目标。

3.上市公司绿色投资者关注度

资本市场中绿色投资者的持续关注能够引导企业优化内部资源配置,影响政策红利向企业绿色创新的转化。本文借鉴宋肖肖等(2025)的研究思路,采用加权形式的绿色投资者关注度指标($Attn$)衡量上市公司受到绿色机构投资者的关注程度,将该变量与政策虚拟变量(DID)构造交互项($DID \times Attn$)开展异质性检验,回归结果如表8中列(3)所示, $DID \times Attn$ 系数显著为正,表明绿色投资者关注度高的企业中,国家绿色数据中心政策对企业绿色创新的促进作用会更明显。绿色投资者关注度越高,意味着企业获得的资本市场绿色资金与市场关注度越高,能够有效约束管理层将政策扶持资源投向短期盈利项目的机会主义行为,加大长期绿色研发投入力度;同时,绿色机构的重仓布局向资本市场传递了企业绿色转型的积极信号,有助于拓宽企业绿色创新的融资渠道,缓解研发投入面临的资金压力,充分释放绿色数据中心的算力、政策声誉等红利。反之,当绿色投资者关注度处于较低水平时,来自资本市场的绿色引导效应偏弱,企业缺乏持续性绿色转型的外部激励,政策带来的资源更容易被配置于日常生产经营活动,难以有效转化为绿色专利等实质性创新产出。

4.企业ESG表现

本文借鉴方先明和胡丁(2023)的研究思路,选取华证ESG评级得分衡量企业ESG表现,将该变量与政策虚拟变量(DID)构造交互项($DID \times ESG$)开展异质性检验,回归结果如表8中列(4)所示, $DID \times ESG$ 系数显著为正,表明ESG表现好的企业,国家绿色数据中心试点对企业绿色创新的促进作用会更明显。基于信号传递理论与资源基础理论,ESG表现较好的企业往往构建了成熟完善的环境、社会责任与公司治理机制,绿色发展基础扎实,能够快速对接绿色数据中心带来的低碳算力、数字化节能等资源,有效降低绿色技术研发过程中的适配成本与试错风险。同时,良好的ESG评级可以向资本市场、政府部门传递企业合规经营、主动践行绿色转型的积极信号,帮助企业更容易获得绿色信贷、研发补贴、税收优惠等各类要素支

持,为高投入、长周期的绿色创新活动提供稳定的资源保障。反观 ESG 表现偏弱的企业,内部绿色治理机制尚不健全,环境合规风险相对更高,绿色转型的意愿与基础不足,即便依托绿色数据中心获取政策红利,也难以将外部资源持续投向绿色技术研发领域,导致政策对企业绿色创新的促进效应相对较弱。

表 8异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.0043 (-0.12)	-0.0463* (-1.75)	0.0406 (1.63)	-0.2860*** (-4.65)
<i>DID</i> × <i>east</i>	0.0831** (2.14)			
<i>east</i>	0.4449** (2.50)			
<i>DID</i> × <i>SOE</i>		0.2521*** (8.07)		
<i>SOE</i>		-0.0868* (-1.81)		
<i>DID</i> × <i>Attn</i>			0.4526** (2.28)	
<i>Attn</i>			-0.0319 (-0.33)	
<i>DID</i> × <i>ESG</i>				0.0831*** (5.51)
<i>ESG</i>				0.0201** (2.14)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.3734*** (-6.20)	-6.9127*** (-6.85)	-6.7970*** (-6.74)	-6.5792*** (-6.51)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	25719	25719	25719	25719
调整的 R ²	0.7346	0.7357	0.7343	0.7357

六、研究结论与政策建议

本文基于 2011—2023 年中国 A 股上市公司数据,以国家绿色数据中心试点为准自然实验,实证考察了数字基础设施建设对企业绿色创新的影响。研究发现:第一,国家绿色数据中心试点显著促进企业绿色创新,体现了数字基建在推动绿色转型中的基础性作用,并且在一系列稳健性检验下该结论依旧成立。第二,机制检验表明,该政策通过提升数据要素利用水平、提升信息披露质量与缓解融资约束三条路径促进企业绿色创新,为破解企业绿色创新“高风险、长周期”痛点提供了微观解决方法。第三,政策促进效应在东部地区企业、国有企业、绿色投资者关注度较高的企业及 ESG 表现好的企业中更为明显,反映了政策效应因企业自身能力和外部环境差异而呈现出的显著异质性。基于上述的研究结论,提出以下政策建议:

第一,持续扩大试点范围,强化数据要素赋能效应。优先在国家级先进制造业集群、绿色低碳产业集聚区布局新增绿色数据中心试点,依托“东数西算”工程在中西部地区布局绿色算力节点时,配套出台中小企业算力使用补贴政策,按企业年度算力采购费用给予减免,同时建设区域级工业互联网数据共享中台,有序开放公共环境监测数据、行业能效基准数据、绿色技术专利数据等公共数据资源,降低企业绿色研发的数据获取门槛。

第二,完善信息披露机制,发挥信号传递的治理功能。建议制定“绿色数据中心关联企业环境信息披露指引”,明确要求纳入试点辐射范围的企业在年度报告中增设“绿色算力应用与能效提升”专项板块,统一规范PUE改进值、绿色算力使用占比、技术改造碳减排量等核心量化指标的披露口径,并引入第三方鉴证机构对披露数据的真实性、准确性进行核验,提升信息披露质量与可比性;推动绿色数据中心认证结果、企业能效披露数据同步至绿色金融服务平台,实现银行、券商等金融机构的数据获取,对披露规范、减排成效突出的企业给予合理的贷款利率优惠。

第三,创新绿色金融工具,强化资源补充效应。建议设立国家绿色算力专项再贷款政策工具,定向支持试点区域内企业绿色技术研发、算力系统绿色化改造等长周期项目,缓解绿色创新的资金期限错配问题;探索开发“数据资产贷”等创新金融产品,将企业经认证的碳减排量、能效优化数据折算为授信参考额度,无须额外提供不动产抵押,同时由地方财政牵头设立专项风险补偿资金,对该类贷款的坏账损失按比例分担银行风险,打消金融机构的放贷顾虑,拓宽绿色创新的资金来源。

第四,实施差异化引导策略,最大化政策红利。要分类施策,扬长补短。建议在区域层面,支持东部地区依托数字基础设施,打造数绿融合标杆示范区,推动绿色数据中心搭建绿色算力共性技术平台,深化跨区域算力协作,向非东部地区输出节能降碳成熟方案;非东部地区布局新增试点时,同步引育数字技术人才,补齐基建和要素短板。在企业层面,为民营企业开通绿色通道,叠加研发加计扣除、绿色信贷贴息降低创新门槛。对ESG基础薄弱的企业开展规范披露专项辅导,对ESG表现优异的企业优先支持申报国家级绿色创新专项,带动不同主体协同提升绿色创新能力。

参考文献:

- [1] 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(06):61-78.
- [2] 蔡继明,刘媛,高宏,等.数据要素参与价值创造的途径——基于广义价值论的一般均衡分析[J]. 管理世界,2022,38(07):108-121.
- [3] 陈景华,陈姚,陈敏敏.中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进[J]. 数量经济技术经济研究,2020,37(12):108-126.

- [4] 董康银,朱凯. 绿色算力部署赋能新能源产业发展——基于国家绿色数据中心建设的准自然实验[J]. 工业技术经济,2026,45(2):3-11.
- [5] 方先明,胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究,2023,58(02):91-106.
- [6] 耿春晓,刘茵伟,王美桃,等. 数据要素对企业专业化分工的影响——来自地方政府设立公共数据开放平台的证据[J]. 会计研究,2026(1):125-135.
- [7] 郭俊杰,方颖,郭晔. 环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据[J]. 经济研究,2024,59(03):112-129.
- [8] 韩先锋,魏欣. “绿色-共享”数据政策何以能协同促进城市绿色转型?[J]. 产业经济研究,2025(3):86-99.
- [9] 韩先锋,郑酌基,徐杰,等. 绿色数字基建驱动城市绿色创新的机制及效应研究[J]. 管理学报,2025,22(01):95-105.
- [10] 黄溶冰,赵谦. 演化视角下的企业漂绿问题研究:基于中国漂绿榜的案例分析[J]. 会计研究,2018(04):11-19.
- [11] 吉雪强,周思姝,于浩然,等. 国家绿色数据中心试点对城市的碳减排效应[J]. 中国环境科学,2025,45(06):3484-3495.
- [12] 季良玉,钱鸿涵. 碳信息披露质量对企业绿色技术创新的影响:路径与效果[J]. 财会月刊,2022(23):78-87.
- [13] 江艇. 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,2022(5):100-120.
- [14] 李志俊,彭晓颖. 绿色工厂创建政策对城市经济高质量发展的影响机制与效应[J]. 经济地理,2026,46(3):97-108,138.
- [15] 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(01):72-88.
- [16] 卢华,龚佳鸿,杨龙,等. 国家绿色数据中心政策对碳排放效率的影响[J]. 中国环境科学,2026,46(6):3474-3487.
- [17] 马连福,纪安琪. 票据数字化能改善企业信息披露质量吗?——基于上海票据交易所成立的准自然实验[J]. 外国经济与管理,2025,47(2):38-52.
- [18] 毛春梅,闫一博,牛军军,等. 数据资产何以提升企业绿色创新能力——基于双重机器学习模型的因果推断[J]. 科技进步与对策,2025,42(20):1-10.
- [19] 裴馨. 国家绿色数据中心的碳减排效应:理论分析与经验证据[J]. 中国人口·资源与环境,2025,35(11):37-47.
- [20] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究,2018,53(12):129-143.
- [21] 权小锋,钱煜婷. 社会价值导向型 CEO 与企业绿色创新[J]. 金融研究,2025(12):39-58.
- [22] 史青春,牛悦,徐慧. 企业数据要素利用水平影响投资效率机理研究——利用数据要素激活冗余资源的中介作用[J]. 中央财经大学学报,2023(11):105-115.
- [23] 宋肖肖,王爱萍,胡海峰. 绿色投资者与企业绿色创新:基于机构投资者注意力视角[J]. 国际金融研究,2025(2):85-96.
- [24] 童健,刘伟,薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究,2016,51(07):43-57.
- [25] 王分棉,贺佳,陈丽莉. 连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J]. 中国工业经济,2023(10):155-173.
- [26] 王家庭,刘锦莉. 绿色创新对制造业企业 ESG 表现的影响[J]. 商业研究,2025(05):121-130,152.

- [27] 王馨,王莹. 环境信息公开的绿色创新效应研究——基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究, 2021(10): 134–152.
- [28] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731–745.
- [29] 肖静,曾萍.“宽带中国”战略对城市绿色创新的影响效应与作用机制[J]. 统计与决策, 2025, 41(23): 131–136.
- [30] 解维敏,方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究, 2011(05): 171–183.
- [31] 谢荣辉. 环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升[J]. 产业经济研究, 2017(02): 38–48.
- [32] 熊灵,闫烁,杨冕. 金融发展、环境规制与工业绿色技术创新——基于偏向性内生增长视角的研究[J]. 中国工业经济, 2023(12): 99–116.
- [33] 熊凌云,黄林菲,杨李娟. 国家绿色数据中心对企业新质生产力的影响——基于技术势能传递的视角[J]. 财经论丛, 2026, 42(2): 41–52.
- [34] 许志勇,甘敏,陈家威,等. 人工智能与资产结构配置——基于企业微观层面的证据[J/OL]. 财经研究, 1–19(2026–05–19)[2026–06–17]. <https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20260414.101>.
- [35] 严兵,程敏,王乃合. ESG绿色溢出、供应链传导与企业绿色创新[J]. 经济研究, 2024, 59(07): 72–91.
- [36] 严若森,吕志栋,李浩,等. 股东环境积极主义与企业绿色创新——来自中国重污染行业上市公司的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(18): 12–22.
- [37] 杨冠华,侯晓娟,范秀成. 数字化转型、绿色创新与企业可持续发展绩效——环境动态性的调节作用[J]. 技术经济, 2026, 45(1): 77–93.
- [38] 易江南,李越. 绿色创新战略如何影响企业成本管理——基于成本粘性视角[J]. 现代经济探讨, 2025(09): 108–115.
- [39] 苑泽明,宋雨倩,于翔. 数据资产共享、供应链配置多元化与企业价值[J]. 统计与决策, 2024, 40(17): 172–177.
- [40] 翟华云,刘易斯,高蔚然,等. 环境司法改革与企业绿色创新——基于环保法庭的“准”自然实验[J]. 南开管理评论, 2025, 28(11): 160–172.
- [41] 张芳,于海婷. 绿色信贷政策驱动重污染企业绿色创新了吗——基于企业生命周期理论的实证检验[J]. 南开管理评论, 2024, 27(03): 118–128, 193, 129–130.
- [42] 张杰,芦哲,郑文平,等. 融资约束、融资渠道与企业R&D投入[J]. 世界经济, 2012, 35(10): 66–90.
- [43] 张甜,刘一鸣. 绿色企业的贷款利率会更低吗?——基于商业银行贷款定价行为的视角[J]. 金融研究, 2025(03): 76–93.
- [44] 张欣,董竹. 环境信息披露的绿色创新激励效应[J]. 财经科学, 2023(02): 41–53.
- [45] 赵宸宇,王文春,李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(07): 114–129.
- [46] 郑威,张义治. 绿色财政政策能否提升城市绿色创新效率——创新技术集聚与创新人才集聚双重视角[J]. 科技进步与对策, 2026, 43(6): 64–76.
- [47] 朱康,唐勇. 数据要素利用与企业金融资产配置——基于机器学习和文本分析的证据[J]. 会计研究, 2025(06): 121–133.
- [48] Ambec, S., A. M. Cohen, S. Elgie, et al. The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?[J]. Review of Environmental Economics and Policy, 2013, 7(1): 2–22.
- [49] Beck, T., R. Levine, A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers From Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637–1665.
- [50] Callaway, B., P. H. C. Sant’ Anna. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200–230.

- [51] Goldfarb, A., C. Tucker. Digital Economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3–43.
- [52] Hadlock, J. C., R. J. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [53] Hottenrott, H., B. Peters. Innovative Capability and Financing Constraints for Innovation More Money, More Innovation?[J]. The Review of Economics and Statistics, 2012, 94(4): 1126–1142.
- [54] Porter, M. E., C. V. D. Linde. Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97–118.

How Does New Digital Infrastructure Drive Corporate Green Innovation? Evidence from the National Green Data Center Pilot

Xia Zhe, Cheng Yurui, An Nan

(School of Accounting, Hubei University of Economics)

Abstract: Against the backdrop of the deep integration of China’s digital economy and its “Dual Carbon” (carbon peaking and carbon neutrality) goals, how to stimulate corporate green innovation through the construction of new digital infrastructure has become a core issue of common concern in both academic and policy circles. Departing from the traditional perspective of environmental regulation, this study regards the National Green Data Center Pilot Program as a construction shock of “green digital infrastructure”. Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2011 to 2023, this paper uses a time-varying difference-in-differences (DID) model to examine its impact on corporate green innovation, as well as the underlying mechanisms and heterogeneous effects. The study finds that the National Green Data Center Pilot Program significantly promotes corporate green innovation, and this conclusion still holds after a series of robustness tests. Mechanism analysis reveals that the policy boosts corporate green innovation through three channels: improving firms’ utilization of data factors, enhancing the quality of corporate information disclosure, and alleviating financing constraints. Heterogeneity analysis indicates that the promotional effect of the policy is more pronounced among enterprises located in eastern regions, state-owned enterprises, firms drawing high attention from green investors, and enterprises with sound ESG performance. This finding reveals the critical role of digital infrastructure, as a new allocation mode of production factors, in driving green technological change. This study not only expands the research on the driving factors of green innovation from the perspective of digital-green integration, but also provides decision-making references for the government to coordinate the advancement of digital infrastructure and green transformation, and build a modern industrial system.

Keywords: National Green Data Center; Corporate Green Innovation; Digital Infrastructure; Data Factors

JEL Classification: O32, Q55, Q58

(责任编辑:朱静静)