DOI:10.13502/j.cnki.issn1000-7636.2026.11.006

实质性数字创新与企业绿色转型

刘婷婷 张 弓 陈煦江

摘要:当前,数字创新已成为企业高质量发展的重要抓手。本文以2010—2023年沪深A股上市企业为研究样本,探究实质性数字创新策略对企业绿色转型的影响。研究发现,实质性数字创新策略对企业绿色转型具有促进作用。机制分析表明,实质性数字创新策略具有拓资、明责和引智效应,即能够通过缓解融资约束、履行环境社会责任、提升绿色技术创新水平,促进企业绿色转型。异质性分析发现,当企业处于成熟期、位于资源型城市和具备高数字化转型速度时,实质性数字创新策略对企业绿色转型的促进作用更为明显。拓展性分析发现,数字创新策略细分领域对企业绿色转型的正向影响具有技术协同赋能特征,实质性数字创新策略使企业创新呈现"投入增加—效率提升—质量改善"的良性发展态势。本文的研究不仅为企业获取长期竞争优势与实现绿色发展提供理论支持,也为推进美丽中国建设和数字中国建设提供了微观证据。

关键词:实质性数字创新策略 企业绿色转型 融资约束 环境责任 绿色技术

中图分类号:F273.1 **文献标识码**:A **文章编号**:1000-7636(2026)11-0076-15

一、问题提出

近年来,以云计算、区块链、大数据、人工智能等为代表的数字技术,正深刻改变经济发展方式和生产模式,已成为经济高质量发展的新引擎。企业既是创新活动的微观主体,也是技术创新的主力军。数字创新关乎企业可持续发展已成为学术界共识。步入数字时代,企业正面临双重挑战:一方面,数字技术的迅速发展对传统管理模式产生剧烈冲击,企业经营呈现"不进则退"的竞争态势;另一方面,全球经济波动、监管政策调整等多重外部不确定性因素叠加,使企业管理者的决策分析能力受到严峻考验。在此背景下,企业面临的外部经营制约和内部组织矛盾各不相同,企业开展数字创新的底层逻辑也存在较大差异[1]。就企业创新动机而言,数字创新可分为实质性数字创新和策略性数字创新两种类型。实质性数字创新主要体现为发明专利等高层次成果,研发门槛和技术壁垒较高,有助于提升企业市场价值和运营效率[2]。侧重实质性数字创新的企业容易赢得利益相关方的认可,有助于降低企业与外界的信息不对称程度。与之相对,策略性数字创新更多是一种市场竞争策略,往往呈现为围绕产品组合、结构或外观形成的实用型技术方案,大多属于低质量的数字创新范畴。数字创新的动机分化及其对企业发展的差异化影响,已引发学术界的广泛关注。

收稿日期:2026-04-14;修回日期:2026-10-03

基金项目:重庆市社会科学规划博士项目"新质生产力赋能成渝地区双城经济圈企业绿色转型的机制与路径研究"(2024BS057);全国统计科学研究项目"制造业企业碳排放核算体系构建与减排路径研究"(2025LY044);南充市社会科学研究项目"AI赋能成渝地区双城经济圈企业降碳减污协同增效研究"(NC26C147)

作者简介:刘婷婷 西华师范大学商学院讲师,南充,637009;

张 弓 重庆科技大学经济与金融学院讲师,重庆,401331;

陈煦江 重庆工商大学会计学院教授,通信作者,重庆,400067。

作者感谢审稿快线专家的评审意见。

在全球气候变化与环境污染问题日趋严峻的形势下,推动经济社会发展全面绿色转型已成为国际社会普遍关注的重要议题。联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)等相关组织呼吁各国实施更为有力的减排措施,旨在减少温室气体排放并实现碳中和目标。在此背景下,绿色发展正逐步由单纯的环境管理任务,升级为经济社会发展的核心战略。作为全球最大的发展中国家,中国在现代化建设过程中,愈发强调生态约束与发展质量之间的协同平衡。党的二十大报告提出“创新是第一动力”“加快发展方式绿色转型”和“推进美丽中国建设”。2026 年《政府工作报告》进一步强调“深入推进数字中国建设”“以碳达峰碳中和为牵引”和“加快推动全面绿色转型”,这为探索企业绿色转型新路径提供了明确指引。同时,中国陆续出台了《中华人民共和国生态环境法典》《碳达峰碳中和综合评价考核办法》《中央企业绿色低碳供应链建设指引(试行)》等重要文件,旨在加快关键领域和重点行业绿色低碳变革,通过环保技术突破、环境治理能力提升、资源节约高效利用等,推动经济绿色可持续发展。企业是经济运行的微观主体,其绿色转型不仅是对环境规制的合理遵循,更是促进自身可持续发展的战略选择。然而,由于绿色转型前期投入大、回报周期长、不确定性高,企业普遍陷入“不敢转”与“不能转”的现实困境。

数字技术在改变企业传统生产模式的同时,已成为企业生态文明建设的核心驱动力。数字创新如何引领绿色发展已成为学术界共同关注的话题,但实质性数字创新策略是否以及如何赋能企业绿色转型尚未形成系统解答。在“双碳”目标引领下,企业正逐步构建资源节约、环境友好的绿色低碳发展体系,但在转型实践中仍面临诸多障碍。其一,资本市场的信息摩擦制约了金融供给体系的适配性,难以为企业绿色转型提供长期资金支持和分担转型风险[3],进而削弱了企业主观能动性。其二,绿色转型具有外部性特征,企业转型收益将外溢至社会层面,但转型成本由企业独自承担,这进一步导致企业绿色转型的内生动力普遍不足[4]。鉴于此,实质性数字创新策略能否推动企业绿色转型?其潜在的作用机制是什么?在不同内外部环境下,影响程度是否会改变?对上述问题的研究既为企业“重数量、轻质量”的创新决策提供解决思路,也为政府部门制定绿色发展相关政策提供参考。

本文的边际贡献体现在三个方面。首先,在研究视角方面,既有文献多聚焦于探讨创新策略的内涵及影响,对企业创新动机的后果研究较少,本文基于实质性数字创新策略视角,解析了企业创新动机对企业绿色转型的影响,拓展了现有文献关于数字创新与绿色发展关系的认识。其次,在理论贡献方面,本文针对企业绿色转型活动中的资金约束、履责乏力与技术短板三大痛点,深入揭示了实质性数字创新策略锚定企业绿色发展的作用逻辑,丰富了绿色转型的相关理论研究。最后,在实践作用方面,鉴于企业生命周期、地区资源禀赋和企业数字化转型速度存在一定差距,本文分别考察了内外部环境下实质性数字创新策略赋能企业绿色转型的作用边界,对相关部门推动政策落地具有一定的参考价值。

二、文献综述

既有文献关于实质性数字创新策略的研究较少,学者们主要聚焦于创新策略的内涵和内外部影响因素。企业自身能力、组织架构、资源等方面的差异决定了其创新策略的组合配置方式,一经形成将持续影响企业绩效表现[5]。在创新策略的内涵方面,就创新动机而言,策略性创新和实质性创新构成创新策略组合,实质性创新将为企业带来长期收益,但转化周期长、失败风险高。当资本市场压力、创新激励政策等外界因素发生改变时,企业将根据成本和收益情况调整创新策略,使其实现最优解。现有研究主要基于外部环境和内部禀赋视角探讨创新策略的影响因素。在外部环境方面,宏观政策不确定性与政府创新扶持强度对企业创新策略具有重要影响[6]。具体而言,政府创新补贴的覆盖范围与支持力度越大,企业越倾向于开展高风险的探索式创新活动。市场竞争格局同样对企业创新策略选择具有重要影响。王雄元和秦江缘认为,随着创新竞争压力的增强,市场将倒逼企业逐步转向更高质量的创新方式[7]。在内部禀赋方面,学者们认为组织结构和管理层特征是决定创新策略的重要因素。在组织结构方面,何和王(He & Wong)指出,集权式组

织结构的企业更倾向于选择利用式创新策略,实现资源充分利用,而扁平分权结构的企业更偏好探索式创新[8]。在管理层特征方面,尤树洋等认为管理层道德品质越高,企业开展探索式创新的意愿越强[9]。

企业绿色转型的相关文献主要集中于内涵界定与影响因素等方面。首先,企业绿色转型的内涵已形成较为统一的认识。学者们普遍认为绿色转型的本质是实现环境效益与经济效益双赢的可持续发展模式[10]。当前,企业在绿色转型进程中普遍面临双重困境:其一,绿色转型实践普遍具有成本高、周期长、收益不确定的典型特征,多数企业在转型过程中面临资金约束与内生动力不足等难题;其二,多数企业长期受限于传统生产技术与产品体系,存在较强的路径依赖性,进一步制约了企业绿色转型进程[11]。其次,既有文献侧重从外部环境规制和企业内部结构视角解析企业绿色转型的影响因素。鉴于企业绿色转型普遍存在内生动力不足的现实困境,依托政府“有形之手”进行外部引导,已成为激活企业转型动力的重要路径。第一类研究主要聚焦于政策工具对企业绿色转型的激励与约束效应,重点考察环境规制类、市场激励类、金融支持类政策的实施效果。现有研究普遍证实,创新型货币政策、环保补贴、产融合作政策、智能制造政策等多元化政策工具[12],均会对企业绿色转型产生重要影响。第二类研究则从企业内部结构视角出发。例如,刘学敏和张生玲认为企业绿色转型需构建双重目标体系,对外需达成节能减排、生态保护的环境目标,对内需完善环境权益保障体系,在产品生命周期内平衡经营效益与环境责任[13]。周阔等则进一步指出,企业绿色转型的核心支撑在于绿色技术创新与绿色管理体系升级[14]。此外,还有研究证实了股权结构、管理层意识及其行为决策、数字化战略认知均会对企业绿色转型产生重要影响[15]。

整体而言,已有文献为本文提供了理论与实证依据,但仍存在以下不足:其一,当前研究多聚焦创新策略的内涵及影响因素,鲜有文献以企业创新动机作为切入点,深入剖析实质性数字创新策略如何影响企业绿色转型;其二,在针对企业绿色转型影响因素的研究中,多数文献主要基于外部环境规制和企业内部结构视角展开,少有文献基于企业绿色转型活动的现实痛点深入解析企业绿色转型的作用逻辑。基于此,本文选取 2010—2023 年沪深 A 股上市企业面板数据,探究实质性数字创新策略对企业绿色转型的影响及其作用机制。

三、理论分析与研究假设

(一)实质性数字创新策略对企业绿色转型的影响

实质性数字创新策略通过数字技术赋能和数据资源整合促进企业绿色转型。在数字技术赋能方面,实质性数字创新策略是企业针对自身生产场景开展的定向技术突破,为绿色转型提供深度适配的原创技术支撑[16]。企业通过实质性数字创新自主研发的生产流程数字算法、能耗动态优化模型、智能环境管理系统等成果,可精准匹配企业生产特征与排污节点,对绿色改造方案进行精准模拟与迭代优化,大幅降低绿色项目研发的试错成本[17]。同时,实质性数字创新策略通过人工智能分析模型与大数据处理技术,能够深度挖掘企业全生产链的环境数据,实现对污染排放的实时感知、智能调控与预测预警,推动企业环境治理从事后整改转向事前防控、从粗放管控转向精细治理,进而提升企业资源利用效率,为绿色转型提供技术驱动力。在数据资源整合方面,不同于外部标准化数字工具的浅层应用,企业通过实质性数字创新策略自主搭建数据治理架构,打破企业生产、能耗、环保等多部门的“数据孤岛”,实现绿色数据的跨领域共享、跨部门流动与一致性管控。在此基础上,企业可依托自主开发的碳排放核算方法、绿色绩效评估等实质性创新成果,建立覆盖全流程的绿色数据管理、隐私保护与安全防护制度体系,为企业绿色发展决策提供数据支撑,推动企业发展方式向绿色化、低碳化转型。

基于以上分析,本文提出假设 1:实质性数字创新策略能够促进企业绿色转型。

(二)实质性数字创新策略影响企业绿色转型的作用机制

创新动机差异决定了数字创新策略影响企业绿色转型的方式。策略性数字创新多以获取政策红利、释

放虚假信号为目标,集中于低质量数字专利申请、通用数字工具应用等行为,技术壁垒低、原创价值有限,难以对企业绿色转型形成长期支撑;而实质性数字创新策略以高质量数字发明专利为核心,具有更强的可信度、技术壁垒与原创价值,能够通过拓资、明责以及引智三重路径驱动企业绿色转型。

1. 拓资效应

实质性数字创新策略驱动企业绿色转型的拓资效应主要通过两个方面实现。一方面,实质性数字创新策略的实施能够有效缓解企业融资约束。根据信息不对称理论,信贷市场中借贷双方的信息不对称会引发逆向选择与道德风险问题,进而形成信贷配给约束[18]。策略性数字创新多为迎合政策与市场热点的低质量专利,技术含量低、商业价值模糊,甚至存在"创新粉饰"等机会主义倾向,难以向资本市场传递真实信号,进一步加剧资金供给方的风险甄别成本,无法真正缓解企业融资约束。与之不同,实质性数字创新策略以自主研发的高质量数字发明专利为核心,具备技术壁垒高、应用场景明确的特征,能够降低外部资金供给方的信息筛选成本,从而拓宽企业融资渠道、降低融资成本[19]。同时,实质性数字创新策略是对企业生产运营体系的底层技术重构,而非通用数字工具的表层应用,能够从生产流程、供应链管理、能耗管控等全链条提升运营效率,加速企业资金周转,释放内部冗余资金。另一方面,融资约束的纾解能够使企业有意愿、有能力开展具有长期价值的绿色转型活动。其一,融资约束纾解能够为企业清洁生产设备升级、低碳供应链改造等绿色转型核心环节提供稳定的资金支持,推动企业将绿色转型战略落实到实际经营行为上。其二,绿色转型面临的政策、技术与市场风险,要求企业具备充足的资金支持与抗风险能力,而融资约束的缓解增强了企业财务韧性,使企业能够应对绿色转型过程中的长期投入与不确定性风险。

基于以上分析,本文提出假设 2:实质性数字创新策略通过缓解企业融资约束,促进企业绿色转型。

2. 明责效应

实质性数字创新策略驱动企业绿色转型的明责效应主要通过两个方面实现。一方面,实质性数字创新策略有助于提升企业环境社会责任履行水平。利益相关者理论认为,企业并非单纯追求股东价值最大化的经营主体,其长期可持续发展依赖于对投资者、消费者、监管部门及社会公众诉求的有效回应[20],环境责任是重要诉求内容之一。数字创新对环境责任的驱动效果取决于企业自身约束能力。策略性数字创新往往通过购买标准化披露工具美化环境信息,甚至利用数字手段进行选择性披露、虚假排污数据修饰,本质上属于策略性"漂绿"行为,无法推动企业环境责任的真实履行,进而降低利益相关者的信任程度,无法支撑企业绿色转型。实质性数字创新策略研发的碳排放监测系统、污染源追溯算法、环境数据实时采集等成果,具备不可篡改性与全流程可追溯性,从根本上压缩了企业环境数据造假、选择性披露的操作空间,使得监管部门、社会公众等利益相关者的监督成本大幅降低,倒逼企业规范环境行为,而企业一旦出现环境违规或虚假披露,其声誉价值将在资本市场快速贬值[21]。另一方面,环境社会责任履行有助于企业进行绿色转型。环境社会责任作为企业回应社会绿色发展诉求、履行环境治理义务的重要载体,是企业将绿色发展理念转化为实际行动的重要抓手。当企业将环境社会责任纳入核心经营框架时,便会围绕低碳发展制定长期规划,明确绿色转型的阶段性目标与实施路径,进而从战略层面保障绿色转型的系统性与持续性,避免短期化、象征性的绿色投入,切实推进企业绿色转型。

基于以上分析,本文提出假设 3:实质性数字创新策略通过履行环境社会责任,促进企业绿色转型。

3. 引智效应

实质性数字创新策略驱动企业绿色转型的引智效应主要通过两个方面实现。一方面,实质性数字创新策略有助于提升企业绿色技术创新水平。根据资源基础观,具有价值性、稀缺性与难以模仿性的资源是企业获取可持续竞争优势的关键[22]。策略性数字创新多为通用数字工具的浅层应用,属于可通过市场交易轻易获取的同质化资源,不具备稀缺性与难以模仿性,仅能带来短期效率提升,无法形成可持续的技术竞争优势,对绿色技术创新的赋能作用相对有限。实质性数字创新则是企业自主研发的数字核心技术,能够精准

适配企业自身生产场景与研发需求,通过数字孪生模拟、智能算法优化等方式,破解传统绿色技术创新周期长、风险高的现实困境[23]。同时,实质性数字创新依赖企业长期研发投入与技术积累,深度融入企业研发、生产、管理全流程,无法被通用数字工具直接替代,是企业区别于竞争对手的稀缺技术资源。另一方面,绿色技术创新是企业绿色转型的重要驱动力。内生增长理论指出,内生的技术进步是实现经济持续增长的核心源泉[24]。对于微观企业而言,绿色技术创新是企业突破环境资源约束、实现绿色转型的核心内生动力。其一,绿色技术创新能够从生产源头重构企业生产流程,替代传统高污染、高能耗的原料投入与生产工艺,从根源上减少生产过程中的资源消耗,打破企业先污染、后治理的传统路径依赖,持续推进企业绿色转型。其二,绿色技术创新能够推动企业实现生产废物的资源化、循环化利用,提升企业污染物处理效率,降低企业环境治理成本,长期可持续地推进企业绿色转型。

基于以上分析,本文提出假设 4:实质性数字创新策略通过提升绿色技术创新水平,促进企业绿色转型。

四、实证设计

(一)样本选取与数据来源

考虑到中国数字技术高速发展和数字经济迅速扩张趋势出现于 2010 年前后,本文以 2010—2023 年沪深 A 股上市企业为研究对象,并进行以下筛选:剔除保险、金融行业公司,以及剔除 *ST、ST 和样本观测期少于 5 年的样本。为避免极端值的影响,对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理,最终获得 16 867 个观测值。研究所需专利数据来源于国家知识产权局和北京合享智慧科技有限公司 incoPat 全球专利数据库,企业绿色转型数据主要来自各省份统计年鉴和国家统计局,其余数据来自万得(Wind)数据库和深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库。

(二)模型设定

为实证考察实质性数字创新策略对企业绿色转型的影响,本文设定如下双向固定效应回归模型:

$$CGT_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DIS_{it} + \boldsymbol{X}'_{it}\boldsymbol{\gamma} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,i 为企业,t 为年份,CGT_{it} 表示企业 i 在 t 年的绿色转型水平,DIS_{it} 表示企业 i 在 t 年的实质性数字创新策略程度,$\boldsymbol{X}'_{it}$ 为控制变量向量,δ_i、μ_t 分别为企业固定效应和年份固定效应,ε_{it} 为随机扰动项。本文重点关注回归系数 α_2 的显著性和符号;若回归系数显著为正,则表明实质性数字创新策略有助于企业绿色转型。

(三)变量说明

1. 被解释变量

绿色转型是一个渐进过程,其本质在于通过环境政策推动绿色全要素生产率的持续改善。本文参照陈福中等[25]的研究,采用绿色全要素生产率来衡量企业绿色转型水平(*CGT*)。鉴于数据可得性,在企业绿色转型测算模型中,投入要素为劳动(员工人数)、资本(固定资产净额)和能源(工业用电量),期望产出为营业收入,非期望产出为工业二氧化碳、工业二氧化硫、工业废水、工业氮氧化物和工业烟(粉)尘排放量。

2. 解释变量

本文参照陶锋等[26]的方法,基于《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》和《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表(2018)》识别企业层面数字技术专利数量。企业专利分布刻画了企业创新策略情况,而发明专利申请数作为实质性创新指标刻画了企业高质量创新水平,反映了企业进行数字创新的根本动力。本文借鉴宋华盛等[27]的研究,以数字技术发明专利申请数与数字技术专利申请数的比值衡量企业实质性数字创新策略程度(*DIS*)。相较于专利原始值,比值形式更清晰直观地展现了实质性数字创新在数字创新策略中的重要性。

3. 控制变量

参照刘婷婷和周兵[28]的研究,综合考虑影响企业绿色转型的主要因素,从企业财务特征、治理结构和基本属性等维度引入以下控制变量:无形资产比率(*IAR*),无形资产净额与总资产的比值;现金资产比率(*CASH*),期末现金及现金等价物余额与总资产的比例;财务杠杆(*LEV*),总资产除以总负债;税负(*TAX*),企业所得税支出与营业收入的比值;企业年龄(*AGE*),企业观测年份与上市年份的差值;企业规模(ln*SIZE*),企业总资产取自然对数;股权制衡(*BAL*),第二至第五大股东持股比例除以第一大股东持股比例;独立董事占比(*INDEP*),独立董事人数与董事会人数的比重;企业业绩(*ROA*),净利润占期末总资产的比重;海外背景(*OB*),若企业董事、监事和高级管理人员具有海外背景,则赋值为 1,反之为 0。

(四)变量描述性统计

由表 1 可知,企业绿色转型(*CGT*)的均值为 1.009 4,最小值和最大值分别为 0.809 4 和 1.219 2,表明企业绿色转型水平普遍较高,这与马美婷等[15]的结论相似。实质性数字创新策略(*DIS*)的最小值为 0,均值为 0.308 8,表明目前实施实质性数字创新策略的企业仍较少。其余变量的统计特征与预期基本一致,表明本文的样本选取具有良好的代表性。

表 1　描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	*CGT*	16 867	1.009 4	0.106 0	0.809 4	1.219 2
解释变量	*DIS*	16 867	0.308 8	0.339 2	0.000 0	1.000 0
控制变量	*IAR*	16 867	0.045 7	0.037 0	0.000 6	0.222 7
	CASH	16 867	0.144 2	0.104 9	0.009 7	0.527 2
	LEV	16 867	0.427 5	0.192 1	0.063 3	0.888 1
	TAX	16 867	0.014 4	0.030 1	−1.671 8	1.267 1
	AGE	16 867	12.681 1	6.844 2	2	33
	SIZE	16 867	$130.251\ 9\times10^{7}$	$35.842\ 3\times10^{8}$	$45.869\ 1\times10^{5}$	$10.066\ 5\times10^{10}$
	BAL	16 867	0.684 1	0.563 3	0.028 4	2.570 5
	INDEP	16 867	0.374 5	0.054 0	0.333 3	0.571 4
	ROA	16 867	0.032 2	0.064 4	−0.250 5	0.201 5
	OB	16 867	0.577 2	0.494 0	0	1

五、实证结果与分析

(一)基准回归

为检验实质性数字创新策略对企业绿色转型的影响,本文分别在只引入控制变量、加入企业固定效应及时间固定效应的设定下进行基准回归分析。由表 2 可知,*DIS* 的回归系数均在 1%水平下显著为正,意味着实质性数字创新策略越强,企业绿色转型水平越高。根据列(2)的回归结果,从经济意义看,在其他条件保持不变的情况下,*DIS* 每提高 1 个单位,企业绿色转型水平将提升约 2.81%(0.028 4/1.009 4×100%)。究其原因,实质性数字创新策略聚焦于企业核心技术研发与应用,通过重构企业生产运营模式,从源头降低企业资源消耗与污染排放,形成企业长期稳定的绿色转型动力。由此,假设 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
DIS	0.044 9***	0.028 4***
	(0.010 1)	(0.009 2)
IAR	-0.342 5***	-0.258 6***
	(0.108 8)	(0.099 5)
CASH	-0.203 0***	-0.154 1***
	(0.035 1)	(0.031 9)
LEV	-0.350 2***	-0.251 5***
	(0.026 7)	(0.024 4)
TAX	-0.124 8	(0.091 0)
	(0.100 2)	-0.064 7
AGE	0.242 2***	0.249 7***
	(0.000 9)	(0.000 8)
ln*SIZE*	0.086 6***	0.065 1***
	(0.005 7)	(0.005 3)
BAL	0.060 5***	0.042 2***
	(0.007 9)	(0.007 2)
INDEP	0.321 4***	0.292 6***
	(0.070 7)	(0.064 5)
ROA	-0.466 6***	-0.374 6***
	(0.054 6)	(0.049 6)
OB	0.028 1***	0.018 9***
	(0.007 1)	(0.006 5)
常数项	6.590 9***	8.216 7***
	(0.042 6)	(0.484 3)
企业固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
观测值	16 867	16 867
R^2	0.091 9	0.293 9

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,括号内为标准误,后表同。

(二)内生性分析

1. 工具变量法

为解决基准回归可能存在的内生性问题,本文参照黄勃等[29]的研究,基于 1984 年每万人邮局数与各省份互联网宽带接入数的乘积构建工具变量(*IV*)。一方面,数字创新的发展依赖邮电通信设施的完善,历史邮电通信设施越完善的地区,后续数字网络铺设的成本越低,普及速度越快,为企业开展实质性数字创新提供基础设施支撑与技术环境,与企业实质性数字创新水平高度相关;另一方面,1984 年的邮局设施属于历史基础设施,其对当前企业生产经营的直接影响已随通信技术迭代大幅弱化,该变量主要通过信息通信技术的代际传承作用于数字技术普及,进而影响企业数字创新行为,并不直接作用于企业绿色生产工艺、环境治理决策等绿色转型核心环节,使工具变量具有排他性。表 3 前两列回归结果显示,第一阶段 *IV* 的回归系数显著为正,且 Kleibergen-Paap rk *LM* 统计量在 1%水平下拒绝工具变量不可识别的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量通过弱有效性检验,因此工具变量选取有效。第二阶段回归结果表明,*DIS* 的回归系数在 1%水平下显著为正,说明实质性数字创新策略对企业绿色转型的促进作用仍然存在,与基准回归结果相符。

2. 倾向得分匹配法

考虑到研究样本可能存在选择偏误,本文采用倾向得分匹配法重新检验实质性数字创新策略对企业绿色转型的影响。首先,本文以实质性数字创新策略水平是否高于中位数将样本观测值分为处理组(实质性数字创新策略水平较高)和控制组(实质性数字创新策略水平较低),将前文所述控制变量作为匹配变量;其次,基于设定(Logit)模型计算倾向得分,采用 1∶1 最近邻匹配方式进行配对,并将匹配后的数据进行回归分析。由表 3 最后一列回归结果可知,*DIS* 的回归系数在 1%水平下显著为正,进一步表明在消除样本选择偏误问题后,基准回归结果依然成立。

表 3　内生性分析回归结果

变量	工具变量法		倾向得分匹配法
	第一阶段	第二阶段	
IV	0.001 1**		
	(0.000 5)		
DIS		0.287 5**	0.015 7*
		(0.113 3)	(0.008 8)
常数项	-15.934 6	12.277 4***	8.361 5***
	(11.868 3)	(3.448 2)	(0.608 3)
Kleibergen-Paap rk *LM*	28.121 0		
	[0.000 0]		
Kleibergen-Paap rk Wald *F*	27.770 0		
	{16.380 0}		
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	16 867	16 867	13 190

注:中括号内为不可识别检验对应的 *P* 值,大括号内为 Stock-Yogo 弱有效性检验在 10%水平下的临界值。

(三)稳健性检验①

第一,调整样本时期。自 2021 年以来,国家陆续出台相关政策促进经济高质量发展;同时,受新冠疫情的影响,企业获取创新资源的门槛变高,对企业绿色转型效果产生一定影响。基于此,本文将样本观测期重新调整为 2010—2020 年。第二,考虑数字创新策略持续多期的影响。考虑到企业数字创新策略从提出到实施具有一定时效性,本文将实质性数字创新策略进行滞后一期、滞后二期和滞后三期处理,并将滞后变量带入基准回归模型进行检验。第三,替换被解释变量。企业年报综合反映了企业财务状况、经营成果和未来发展战略等信息,当企业在年报中公开披露绿色转型相关词汇时,表明其具有强烈的绿色转型倾向。本文参照徐斯旸等[30]的做法,基于文本分析法测度企业绿色转型程度。第四,控制省份-年份固定效应。本文引入省份与年份的交互固定效应,用于控制地区层面随时间变化因素的影响,从而降低数字经济发展带来的宏观环境差异对实证结论的影响。第五,剔除直辖市样本。考虑到直辖市在人才引育、财政补贴等方面相比其他城市具有一定优势,为降低特殊行政层级和资源集聚特征对回归结果的影响,本文剔除位于直辖市的企业样本后重新进行检验。

上述稳健性检验结果均表明,实质性数字创新策略能够提升企业绿色转型水平,验证了基准回归结论的可靠性。

(四)机制检验

基于前述理论分析,实质性数字创新策略可能通过发挥拓资效应、明责效应和引智效应,驱动企业绿色

① 限于篇幅,未报告稳健性检验回归结果,留存备索。

转型。本文设定如下模型,对上述作用机制进行检验:

$$M_{it} = \beta_1 + \beta_2 DIS_{it} + \boldsymbol{X}'_{it}\boldsymbol{\gamma} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,M_{it} 为机制变量,包括融资约束、环境社会责任和绿色技术创新。其余变量含义与基准回归模型一致。

参照张娆和储佩佩[31]的研究,本文采用 WW 指数来表征企业融资约束(*WW*)。表 4 第一列回归结果显示,*DIS* 的回归系数在 1%水平下显著为负,即实质性数字创新策略通过缓解企业融资约束,进一步促进企业绿色转型。由此,假设 2 得到验证。究其原因,实质性数字创新策略通过发挥拓资效应,有效破解了企业绿色转型进程中的融资困境,为企业绿色转型提供长期稳定的资金保障。由于绿色转型具有周期长、成本高与收益不确定性的典型特征,企业长期面临着严峻的融资难题,而信息不对称引发的逆向选择与道德风险问题,是金融机构信贷配给的核心因素。一方面,实质性数字创新策略的落地可实现企业生产经营全流程、环境治理全周期数据的可追溯、不可篡改与实时披露,大幅降低企业与金融机构、资本市场之间的信息不对称程度,有效防范企业绿色信贷资金使用中的道德风险。另一方面,具备核心技术支撑的实质性数字创新,可通过生产流程优化、运营效率提升与盈利模式升级,持续改善企业经营状况与现金流稳定性,增强企业的偿债能力与信贷资质,拓宽绿色信贷、绿色债券等专项融资渠道。

借鉴顾海峰和卞雨晨[32]的思路,本文运用华证环境、社会与治理(ESG)评级得分中的环境得分来测度企业环境社会责任(*ESR*)。表 4 第二列回归结果显示,*DIS* 的回归系数在 1%水平下显著为正,即实质性数字创新策略通过促进企业环境社会责任履行,驱动企业绿色转型。由此,假设 3 得到验证。究其原因,实质性数字创新策略可通过发挥明责效应,强化企业环境社会责任履行的内生动力,为企业绿色转型提供长效支撑。一方面,地方环境绩效考核与全流程数字化管控体系落地,可有效缓解股东与管理层之间的委托代理冲突,将环境治理绩效纳入管理层长期激励体系,抑制管理层为追求短期财务业绩而削减环境治理投入的短视行为,推动企业环境责任履行从被动合规转向主动战略布局。另一方面,实质性数字技术赋能下的环境信息披露,可向投资者、消费者、供应链伙伴与监管部门传递真实、可信的环境履责信号,有效契合资本市场绿色投资偏好与市场绿色消费需求,为企业带来资本市场估值溢价和产品竞争优势红利等正向反馈。

参考黄继承和朱光顺[33]的做法,本文采用企业绿色专利申请数量占当期全部专利申请数量的比例衡量绿色技术创新(*GRE*)。表 4 第三列回归结果显示,*DIS* 的回归系数在 1%水平下显著为正,即实质性数字创新策略通过提升企业绿色技术创新水平,促进企业绿色转型。由此,假设 4 得到验证。究其原因,实质性数字创新策略可通过发挥引智效应,突破企业绿色技术创新的核心瓶颈,为企业绿色转型提供内生技术驱动力。一方面,实质性数字技术可重构绿色技术研发的全流程,通过全场景数字模拟、工艺参数智能优化与减排效果动态推演等,大幅降低绿色技术研发的试错成本与研发周期,提升绿色技术创新的成功率,有效破解企业绿色创新“不敢投、投不起”的现实困境。另一方面,实质性数字创新搭建的开放式创新平台,可打破企业内部研发的资源边界,实现与高校、科研院所、产业链上下游创新主体的资源共享与协同研发,突破绿色技术研发壁垒,推动企业绿色技术创新从增量式向突破式转变。

表 4 机制检验回归结果

变量	*WW*	*ESR*	*GRE*
DIS	-0.177 2***	0.549 4***	3.407 8***
	(0.038 4)	(0.165 5)	(0.130 5)

表4(续)

变量	*WW*	*ESR*	*GRE*
常数项	-9.431 4***	58.317 3***	3.941 2*
	(0.860 2)	(4.874 1)	(2.168 8)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	16 867	16 867	16 867
R^2	0.118 3	0.125 6	0.209 8

(五)异质性分析

考虑到企业内外部环境存在较大差异,本文从企业生命周期、地区资源禀赋和企业数字化转型速度三个方面,探究实质性数字创新策略对企业绿色转型影响的异质性效应。

1. 生命周期

企业处于生命周期不同阶段,其减排能力、盈利水平和债务风险差异将对企业绿色转型产生重要影响。本文借鉴刘诗源等[34]的做法,采用现金流模式法将企业生命周期划分为成长期、成熟期和衰退期三个阶段。表 5 前三列回归结果显示,实质性数字创新策略对企业绿色转型的驱动作用具有明显的阶段差异。组间系数差异检验结果表明,相较于成长期企业,实质性数字创新策略对成熟期企业绿色转型的促进作用更强($P=0.070$),对衰退期企业绿色转型不存在明显影响。究其原因,成长期企业具有较强的创新意愿,能够及时采用数字技术促进企业绿色转型;步入成熟期后,企业借助完善的组织架构、丰富的行业经验与充足的资金储备,全面系统推进数字技术与绿色转型深度融合;而衰退期企业受限于组织僵化、人才流失与财务困境,难以承担数字创新带来的转型风险。

2. 城市资源禀赋

企业绿色转型成效与地区自然资源禀赋密切相关。为探究城市资源禀赋对企业绿色转型的影响,本文参照董明放和王郭[5]的研究,将样本企业所在城市划分为资源型城市组和非资源型城市组进行检验。表 5 中间两列回归结果显示,实质性数字创新策略对两类城市企业绿色转型均具有促进作用。组间系数差异检验结果表明,实质性数字创新策略对资源型城市企业绿色转型的促进作用更强($P=0.010$)。究其原因,资源型城市企业长期依赖自然资源,普遍存在数字技术基础弱、融资约束程度高、传统产业转型较难的特征,但转型压力与要素短板的双重叠加,使得实质性数字创新策略对其绿色转型的边际促进作用更为突出,呈现出更强的驱动效应[35]。实质性数字创新策略能够向资本市场传递资源型城市企业突破传统资源依赖、实施创新驱动的高质量发展信号,拓宽其绿色融资渠道,将环境责任从被动合规转化为提升运营效率的内生动力,通过对生产流程智能化重构、能源消耗动态优化促进企业绿色转型。与之相比,非资源型城市企业生产体系与能效设施已处于较高水平,环境压力较低,实质性数字创新策略的绿色赋能效应相对有限。

3. 数字化转型速度

企业数字化转型速度的差异将直接影响企业绿色资源的配置效率。本文借鉴杜善重和马连福[36]的研究,基于企业年报数据来构建企业数字化转型速度指标,并以企业数字化转型速度中位数为基准,将研究样本划分为高数字化转型速度和低数字化转型速度两组。表 5 最后两列回归结果显示,实质性数字创

新策略对企业绿色转型的影响在高数字化转型速度组和低数字化转型速度组中均显著为正。组间系数差异检验结果表明,实质性数字创新策略对高数字化转型速度组企业绿色转型的促进作用更为明显(P=0.000)。究其原因,高数字化转型速度企业通常具备更敏捷的技术应用能力和更完善的数字基础设施,能够将数字技术与企业绿色转型深度融合;相比之下,低数字化转型速度企业技术应用范围有限,导致企业绿色转型速度较慢。

表 5 异质性分析回归结果

变量	企业生命周期			城市资源禀赋		数字化转型速度	
	成长期	成熟期	衰退期	资源型城市	非资源型城市	高数字化转型速度	低数字化转型速度
DIS	0.020 0*	0.319 5***	0.023 3	0.061 0**	0.022 7**	0.030 3**	0.024 6**
	(0.011 9)	(0.035 4)	(0.027 3)	(0.024 2)	(0.010 0)	(0.013 8)	(0.012 5)
常数项	8.551 3***	6.289 5***	4.599 2***	8.376 3***	6.114 4***	8.152 2***	8.308 7***
	(0.851 2)	(0.768 4)	(1.100 4)	(0.440 7)	(0.497 9)	(0.655 8)	(0.724 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6 168	9 364	1 335	2 121	14 746	9 119	7 748
R^2	0.356 2	0.159 6	0.307 6	0.402 5	0.281 8	0.324 6	0.243 9

六、拓展性分析

(一)数字创新策略细分领域对企业绿色转型的影响

数字创新包含人工智能技术创新、区块链技术创新、云计算技术创新和大数据技术创新,而企业年报关键词反映了企业管理策略。本文借鉴李雪琴等[37]的研究,根据企业年报管理层讨论与分析部分内容匹配数字创新细分领域,即人工智能创新策略(*AIT*)、区块链创新策略(*BCT*)、云计算创新策略(*CCT*)和大数据创新策略(*DDT*),具体用细分领域词频数的自然对数来衡量。由表 6 可知,企业实施人工智能创新策略、区块链创新策略、云计算创新策略和大数据创新策略均能够促进企业绿色转型。不同维度数字创新策略从资源优化、数据驱动、可信协同和智能决策等方面相互配合、协同发力,体现了数字创新策略细分领域的技术协同赋能特征,进而推进企业全面绿色转型进程。

表 6 数字创新策略细分领域对企业绿色转型影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
AIT	0.003 9***			
	(0.000 8)			
BCT		0.069 1***		
		(0.016 8)		
CCT			0.003 1***	
			(0.000 6)	

表6(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DDT				0.003 1***
				(0.000 9)
常数项	8.227 7***	7.222 3***	8.225 3***	8.225 9***
	(0.484 0)	(0.353 7)	(0.484 1)	(0.484 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	16 867	16 867	16 867	16 867
R^2	0.294 7	0.165 9	0.294 4	0.294 1

(二)实质性数字创新策略对创新投入、创新效率和创新质量的影响

企业内部研发创新是提高企业竞争力的关键因素,企业选择高质量的创新策略可能有助于产出更高质量的创新成果。鉴于此,本部分考察实质性数字创新策略对企业创新投入与创新产出的影响。具体而言,创新投入指标(*RD*)借鉴郭等人(Guo et al.)[38]的方法,运用研发支出与企业总资产的比值来衡量。创新产出指标参照曹春方和张超[39]的研究,基于创新效率和创新质量两方面来测度,创新效率(*IE*)以单位研发投入的专利申请数来度量,创新质量以上市公司专利他引次数划分为整体创新质量(*OIQ*)和平均创新质量(*AIQ*)。由表 7 可知,实质性数字创新策略能够增加企业创新投入,并提升创新效率与创新质量。由此可见,实质性数字创新策略优化了企业创新体系,重构了企业创新要素配置方式,强化了创新价值转化能力,使企业创新呈现出“投入增加—效率提升—质量改善”的良性发展态势。

表 7 实质性数字创新策略对创新投入、创新效率和创新质量影响的回归结果

变量	*RD*	*IE*	*OIQ*	*AIQ*
DIS	0.846 6***	3.577 4***	0.616 0***	0.069 3***
	(0.113 8)	(0.166 5)	(0.040 6)	(0.007 2)
常数项	-1.021 9	0.027 0	-0.653 6	0.506 4***
	(2.004 3)	(5.060 5)	(0.881 2)	(0.132 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	16 867	16 867	16 867	16 867
R^2	0.071 0	0.349 5	0.273 0	0.182 1

七、结论与建议

本文以 2010—2023 年沪深 A 股上市企业为研究样本,系统考察了实质性数字创新策略对企业绿色转型的影响。研究结果表明,实质性数字创新策略对企业绿色转型具有促进作用。机制分析发现,实质性数字创新策略通过缓解融资约束、履行环境社会责任、提升绿色技术创新水平,促进企业绿色转型。异质性分析发现,当企业处于成熟期、所在城市为资源型城市以及企业数字化转型速度较快时,实质性数字创新策略对企业绿色转型的促进作用更为明显。拓展性分析发现,数字创新策略细分领域对企业绿色转型的影响具有技术协同赋能特征;同时,实质性数字创新策略增强了企业创新投入,提升了企业创新效率和创新质量。

基于上述结论,本文提出以下建议:

第一,鼓励开展实质性数字创新活动,持续提升企业绿色转型成效。在数字技术逐渐成为企业绿色发展新动能的背景之下,企业创新专利数量呈爆炸性增长,但伴随着多元分散和技术转化率较低的现象。政府部门应加强政策的协调性、渗透性和针对性,鼓励企业围绕实质性数字创新进行集成式研发,充分发挥数字创新对企业绿色转型的长效激励效应。当前,数字技术发展的政策目标已涉及社会治理、数据安全合规以及经济高质量增长等多个领域,但关于生态环境保护与治理领域的特定政策较少。政府部门应引导更多数字技术资源流向企业绿色发展领域,制定数字技术赋能企业环境治理的相关政策,强化数字技术精准治污能力,释放企业生态优先、绿色发展新动能,持续助力企业绿色转型。

第二,发挥实质性数字创新赋能优势,强化企业资金保障、责任驱动与技术支撑。政府应引导金融机构创新差异化的绿色金融产品,放宽实质性数字创新的融资准入门槛,针对具备核心数字创新能力的企业设置绿色信贷优惠利率,切实降低企业绿色转型的融资成本,为企业绿色转型提供长期稳定的资金保障。同时,加快完善数字化环境信息披露与环境社会责任履行制度体系,引导资本市场对环境履责较好的企业给予估值溢价与融资支持,培育消费市场的绿色偏好,持续强化企业绿色转型的内生动力。此外,依托实质性数字创新打破创新主体间的信息壁垒,联合高校、科研院所与企业开展绿色技术核心领域协同攻关,加快绿色创新成果转化和产业化,为企业绿色转型夯实长期可持续的技术基础。

第三,因需而变、因地制宜推进企业绿色转型,提升数字技术治理效能。各地政府应针对不同地区和企业类型制定数字创新政策和战略规划,提高政策工具、绿色转型目标和实施对象之间的适配性,精准化推进企业绿色转型。同时,政府可增强实质性数字创新的示范和推广力度,持续放大生产端技术创新优势,引导绿色资源流向清洁生产项目,推动企业发展结构向智能化、绿色化和高端化转型。此外,企业绿色转型既需龙头企业带动数字创新的研发和应用,持续推动数字创新高质量跃升和高水平发展,也需积极探索数字创新促进企业绿色转型的新模式、新路径,稳步推进企业生态文明建设新进程。

参考文献:

[1]柳卸林,董彩婷,丁雪辰. 数字创新时代:中国的机遇与挑战[J]. 科学学与科学技术管理,2020,41(6):3-15.

[2]Svahn F, Mathiassen L, Lindgren R. Embracing digital innovation in incumbent firms: how Volvo Cars managed competing concerns[J]. MIS Quarterly,2017,41(1):239-253.

[3]吴非,黎伟. 税收激励与企业绿色转型:基于上市企业年报文本识别的经验证据[J]. 财政研究,2022(4):100-118.

[4]Zhang Z Y, Luo X H, Du J T, et al. Substantive or strategic: government R&D subsidies and green innovation[J]. Finance Research Letters,2024,67:105796.

[5]董明放,王郭. 市场型与引导型环境规制政策协同对数字技术创新的影响研究[J]. 管理学报,2025,22(3):495-504.

[6]Zhong X, Ren G, Wu X J. Not all innovation is prioritized: economic policy uncertainty, industry environmental, and firms' relative exploitative innovation emphasis[J]. European Journal of Innovation Management, 2023, 28(2): 166-186.
[7]王雄元,秦江缘. 创新竞争与企业高质量创新模式选择:来自专利被无效宣告的经验证据[J]. 经济研究,2023,58(11):80-98.
[8]He Z L, Wong P K. Exploration vs. exploitation: an empirical test of the ambidexterity hypothesis[J]. Organization Science, 2004, 15(4): 481-494.
[9]尤树洋,卢芳妹,贾良定. 组织德行如何驱动探索式创新:基于中国情境的实证研究[J]. 经济管理,2023,45(10):27-48.
[10]戴翔,杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济,2022(9):83-101.
[11]解学梅,韩宇航. 本土制造业企业如何在绿色创新中实现"华丽转型"?:基于注意力基础观的多案例研究[J]. 管理世界,2022,38(3):76-106.
[12]牛志伟,郑李昂. 智能制造能否驱动制造业企业绿色化转型:来自中国智能制造产业政策的准自然实验[J]. 南昌大学学报(人文社会科学版),2025,56(5):95-108.
[13]刘学敏,张生玲. 中国企业绿色转型:目标模式、面临障碍与对策[J]. 中国人口·资源与环境,2015,25(6):1-4.
[14]周阔,王瑞新,陶云清,等. 企业绿色化转型与股价崩盘风险[J]. 管理科学,2022,35(6):56-69.
[15]马美婷,吴小节,罗紫婷,等. 数字化战略认知与企业绿色转型:环境注意力的差异性中介作用[J]. 管理评论,2025,37(11):219-231.
[16]王兆敏,何爱平,罗亮. 数字技术创新能否促进下游企业绿色转型:供应链传导视角的实证研究[J]. 科技进步与对策,2026,43(9):67-77.
[17]Moshood T D, Rotimi J O, Shahzad W, et al. Infrastructure digital twin technology: a new paradigm for future construction industry[J]. Technology in Society, 2024, 77: 102519.
[18]徐保昌,丁忠贤,李思慧. 全国统一大市场建设何以驱动企业突破性创新?[J]. 经济与管理研究,2026,47(3):66-84.
[19]周波,何威. 生态环境监测网络与企业绿色转型:数字赋能环境监测数据共享的视角[J]. 安徽师范大学学报(社会科学版),2026,54(1):106-119.
[20]Freeman R E, Reed D L. Stockholders and stakeholders: a new perspective on corporate governance[J]. California Management Review, 1983, 25(3): 88-106.
[21]梁上坤,赵美涛,张丽. 固定资产加速折旧政策与企业环境社会责任表现[J]. 统计研究,2024,41(6):99-109.
[22]王永贵,曾静,汪淋淋. 制造企业实现可持续数字化转型的过程研究:基于"数""绿"资源编排的视角[J]. 管理评论,2025,37(11):245-259.
[23]高厚宾,王蔷瑞. "绿色的馈赠":数字化转型对企业环境绩效的影响:来自中国制造业 A 股上市公司的经验证据[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版),2023,50(5):88-94.
[24]徐颖超,姜祎. 数字化转型模式对制造业出口企业绿色转型的非对称影响组态分析[J]. 江西财经大学学报,2025(6):87-98.
[25]陈福中,蒋国海,董康银. 数字经济对制造业绿色转型的空间溢出效应[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(5):114-125.
[26]陶锋,朱盼,邱楚芝,等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(5):68-91.
[27]宋华盛,薛浠榕,黄洁. 企业数字化转型结构对创新策略的影响研究[J]. 科研管理,2025,46(3):16-27.
[28]刘婷婷,周兵. 政策传递视角下绿色金融对长江经济带制造业减排的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2025,35(1):99-110.
[29]黄勃,李海彤,刘俊岐,等. 数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究,2023,58(3):97-115.
[30]徐斯旸,丁子家,向海凌,等. "金融科技-实体经济"匹配与企业绿色转型[J]. 财贸经济,2024,45(11):56-72.
[31]张娆,储佩佩. 耐心资本与企业创新持续性[J]. 经济与管理研究,2026,47(1):51-66.
[32]顾海峰,卞雨晨. 商业银行履行社会责任能否缓解银行系统性风险?:基于中国 A 股上市银行的证据[J]. 会计研究,2022(8):72-89.
[33]黄继承,朱光顺. 绿色发展的中国模式:政府采购与企业绿色创新[J]. 世界经济,2023,46(11):54-78.
[34]刘诗源,林志帆,冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?:基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究,2020,55(6):105-121.
[35]YANG Y C, LIANG J Y. Industrial green transformation efficiency and its driving factors in resource-based cities: the case of the Yellow River Basin[J]. Scientific Reports, 2026, 16: 23327.
[36]杜善重,马连福. 数字化转型速度如何影响企业债务融资:基于"降成本"与"去杠杆"视角的研究[J]. 审计与经济研究,2024,39(2):52-62.
[37]李雪琴,郑酌基,韩先锋. 乘"数"而上:政府数据治理赋能企业数字创新[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(12):68-88.
[38]Guo B, Pérez-Castrillo D, Toldrà-Simats A. Firms' innovation strategy under the shadow of analyst coverage[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 131(2): 456-483.
[39]曹春方,张超. 产权权利束分割与国企创新:基于中央企业分红权激励改革的证据[J]. 管理世界,2020,36(9):155-168.

Substantive Digital Innovation and Corporate Green Transformation

LIU Tingting[1], ZHANG Gong[2], CHEN Xujiang[3]
(1. China West Normal University, Nanchong 637009;
2. Chongqing University of Science and Technology, Chongqing 401331;
3. Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067)

Abstract: Amid escalating global climate change and environmental pollution, promoting a green transition of economic and social development has become a pivotal issue attracting widespread attention. Enterprises, as the micro-entities of economic operations, face practical challenges in their green transformation, such as long investment return cycles and high upfront costs, leaving them reluctant or unable to transform. In this context, digital technology innovation has emerged as a new engine for high-quality economic development, transforming traditional production models of enterprises. Despite growing academic interest in how digital innovation drives green development, it remains unclear whether and how substantive digital innovation strategies can empower corporate green transformation (CGT).

Current research primarily focuses on the essence and influencing factors of innovation strategies, while overlooking how substantive digital innovation strategies affect CGT. Additionally, research on the influencing factors of CGT rarely analyzes the logic of green development based on the practical difficulties firms face.

This paper takes A-share listed firms in China from 2010 to 2023 as research samples to examine the impact of substantive digital innovation strategies on CGT. The findings confirm that substantive digital innovation strategies have a positive effect on CGT. Mechanism analyses reveal that this effect operates by alleviating financing constraints, fostering intrinsic environmental responsibility, and empowering green technologies. Heterogeneity tests indicate a stronger positive effect among firms in the mature life cycle stage, located in resource-based cities, and undergoing rapid digital transformation. Extended analysis finds that the impact of specific dimensions of digital innovation strategies on CGT is characterized by synergistic technological empowerment. Furthermore, substantive digital innovation strategies boost corporate innovation investment, improve corporate innovation efficiency, and enhance innovation quality.

The contributions are threefold. First, this paper analyzes the impact of corporate innovation motivation on CGT from the perspective of substantive digital innovation strategies, thereby broadening the understanding of the relationship between digital innovation and green development. Second, by addressing three challenges in CGT activities, namely financial constraints, weak responsibility fulfillment, and technological shortcomings, this paper reveals how substantive digital innovation strategies anchor corporate green development through financing constraint relief, environmental responsibility internalization, and green technology empowerment, enriching theoretical research on green transformation. Finally, this paper examines how the empowerment effect of substantive digital innovation strategies on CGT differs across internal and external environments, offering valuable implications for policy implementation.

Keywords: substantive digital innovation strategy; corporate green transformation; financing constraints; environmental responsibility; green technology

编校:周 斌;蒋 琰