

# 数字化转型如何赋能企业绿色创新发展\*

王海 郭冠宇 尹俊雅

**摘要:**为厘清数字化绿色化协同转型的实现路径,本文利用2011—2020年沪深A股工业行业上市公司数据实证考察数字化转型对企业绿色创新的影响。研究发现,数字化转型可以“赋能”企业绿色创新发展,实现绿色创新“增量提质”。机制分析表明,在创新资源维度,数字化转型在集聚研发资源、促增环保投入的同时,还能够减轻企业税费负担、改善其融资能力,从而驱动企业绿色创新发展;在经营状况维度,数字化转型不仅会通过增加营业收入和利润总额来改善企业经营绩效,还能通过提高劳动生产率和全要素生产率来优化企业生产效率,进而激发企业绿色创新潜能。异质性分析发现,数字化转型的“赋能”作用在国有企业、清洁型企业以及位于绿色创新分布高端的企业中更为明显。以上结论有助于理解数字化转型的环境绩效,并为如何引领企业实现绿色创新发展提供经验证据。

**关键词:**数字化转型 绿色创新 创新质量

## 一、引言

伴随着人工智能、区块链、云计算和大数据等数字技术不断发展,数字经济逐渐成为推动中国经济高质量发展的重要引擎。对此,党的二十大报告强调“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”。在肯定数字经济发展对经济结构优化、发展方式变革具有积极影响的同时,如何利用数字经济促进经济绿色转型受到社会各界的广泛关注。尽管近年来中国在贯彻绿色发展理念、落实环境规制战略部署等方面取得较大进展,但这些举措仍未根治经济运行中存在的高能耗、高排放和高污染等问题(许宪春等,2019)。对此,中国政府强调应加快数字化绿色化协同转型,充分发挥数字技术对工业行业提质增效的“赋能”作用。习近平总书记在出席2023年全国生态环境保护大会时强调“推进绿色低碳科技自立自强”、并提出“要深化人工智能等数字技术应用,构建美丽中国数字化治理体系,建设绿色智慧的数字生态文明”。<sup>①</sup>中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》提出“加快数字化绿色化协同转型”。在此背景下,厘清数字化绿色化协同转型的实现路径,不仅可以更为深入地发掘数字经济发展的潜在红利,也可为中国政府完善数字经济发展规划提供参考。

在数字化转型过程中,数字技术可以重塑企业生产流程、组织架构以及创新模式(El-Kassar & Singh,2019;宋德勇等,2022;Ning et al,2023),由此“赋能”企业绿色创新发展。首先,数字化转型能够畅通企业与外界的信息传递渠道,降低信息不对称程度(陈中飞等,2022)。这有助于政府决策者和外界投资者深入了解企业内部信息,从而加强对绿色创新项目的资金支持与投资意愿。其次,数

\* 王海、郭冠宇,浙江工商大学经济学院,邮政编码:310018,电子邮箱:hariz\_wang@163.com, ggy\_3334@163.com;尹俊雅,浙江工商大学泰隆金融学院,邮政编码:310018,电子邮箱:junya\_yin@163.com。基金项目:国家自然科学基金面上项目“地区环境目标约束的就业效应研究:内在机制、边界条件与政策建议”(72173118);浙江省哲学社会科学规划领军人才培养课题(青年英才)“数字化转型的低碳发展效应及其形成机制研究”(24QN12ZD)。感谢浙江工商大学泰隆金融学院的资助,同时也感谢审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

<sup>①</sup>参见人民网:<http://politics.people.com.cn/n1/2023/0724/c1001-40042438.html>。

数字化转型可以促使企业利用数字技术从海量数据中提取有效信息来制定战略决策。这将强化企业对市场信息的收集、处理与应用能力,促成生产、管理以及研发等部门交流协作,进而激活企业绿色创新潜能。最后,数字化转型能促进企业资源要素优化配置、提高资源配置效率(Goldfarb & Tucker, 2019)。数字技术的深度应用将推动生产制造、研发设计及产品质量控制等环节向数字化转变,并优化企业在需求预测、库存管理和供应链管理等方面的运营效率,从而推动创新模式向集成化、协同化和网络化发展,最终提升企业绿色创新能力。

然而,数字化转型也可能不利于企业绿色创新发展。首先,数字化转型涉及企业对大数据、云计算和人工智能等数字技术的研发、应用,以及对相应软硬件基础设施的引进、改造与生产(戚聿东、肖旭,2020)。因此,数字技术在应用初期所耗费的大量资金可能会造成有限资源的分配失衡,致使绿色创新成本激增,进而阻碍绿色创新发展。其次,数字化转型需要转型资源与转型能力作为支撑。但现阶段通用化的核心技术、服务供给与企业个性化的转型需求并不匹配,加之企业还存在着管理制度落后、数字人才匮乏等问题。在此背景下,盲目实施数字化转型战略将引发企业的系统性失调风险(戚聿东、蔡呈伟,2020),进而抑制企业绿色创新发展。最后,数字化转型是企业生产管理等全流程的系统性改造工程。企业在数字化转型过程中对于战略目标的不断调整,以及对内部资源的重新配置均会明显增加其成本压力,可能由此不利于企业绿色创新发展(杜爽、曹效喜,2023)。总体来看,数字化转型对企业绿色创新的影响存在促进和抑制的双向作用力,二者间的关系仍有待于经验数据的验证。

本文基于2011—2020年沪深A股工业行业上市公司数据,实证检验数字化转型对企业绿色创新发展的影响及作用机理。研究发现,数字化转型可以“赋能”企业绿色创新发展,且这一影响主要通过集聚企业创新资源和改善企业经营状况两个方面得以实现。较之现有文献,本文边际贡献如下:第一,识别策略。现有研究大多基于企业年报利用文本分析法测度数字化转型水平,但该方式难以避免因企业操纵文本内容而带来的估计偏误问题。对此,本文使用多维度的企业数字化转型指数进行分析,综合评估了数字化转型对企业绿色创新的影响,丰富了数字化转型的识别策略、验证了数字化转型的“赋能”效果。第二,理论视角。在讨论数字化转型能否促进企业绿色创新这一问题中,现有文献大多围绕创新能力等视角就其作用机制进行讨论,但这不足以全面厘清数字化绿色化协同转型的实现路径。对此,本文从创新资源与经营状况维度更为深入地解读了数字化转型和企业绿色创新发展间的关系,拓宽了数字化转型的研究框架。第三,现实价值。本文在明确数字化转型对企业绿色创新具有“增量提质”积极影响的同时,进一步从产权性质和污染属性等视角辨识了微观企业的差异化行为选择,并就数字化转型“赋能”效果有效发挥的前提条件予以尝试性解读。相应结论可为中国政府推进“数字中国”战略、加快经济社会数字化转型,实现经济绿色高质量发展提供重要的经验支持与决策依据。

## 二、文献回顾与理论分析

### (一)文献回顾

1. 数字化转型的影响研究。伴随着大数据、云计算和人工智能等数字技术不断发展,数字化转型逐渐成为企业变革的重要突破点。一方面,数字化转型将促进企业发展(Teece, 2018;周红星、黄送钦, 2023;梁昊光、秦清华, 2023)。首先,数字化转型不仅能够提高企业创新研发效率,增加企业跨界融合可能性,还有助于企业更为迅捷地捕捉市场变化并做出响应(Singh & Hess, 2017),进而实现对产品的快速迭代和不断优化,最终改善企业经营绩效。其次,数字化转型能够提升企业的数据挖掘、整合及分析能力,使得数据资源在企业生产过程中发挥的作用愈发重要。在这一过程中,数字技术的深度应用将使得企业转向数据驱动型发展模式,通过收集分析各经营环节的实时数据来追踪市场动向,从而提高战略决策质量(戚聿东、肖旭, 2020)。再次,伴随着数字化转型步伐加快,企业将更容易运用数字技术来提高内部沟通效率,打破企业内部不同环节、不同模块和不同部门之间的“数据孤

岛”现象,从而提高企业生产运营管理水平(刘淑春等,2021)。最后,数字化转型还将重塑企业的研发设计、生产制造和营销服务等模式,由此强化企业创新意识、增强企业创新能力(倪克金、刘修岩,2021)。

另一方面,数字化转型能够提升企业效率(Byun et al,2018;Kromann et al,2019;Mubarak et al,2021)。首先,数字化转型将引领企业创新模式和创新体系变革,促使企业通过大数据等数字技术获取用户需求数据并做出及时反馈,以此开展更加符合市场导向的创新活动、提升企业生产效率;其次,数字技术应用能帮助企业及时全面地扫描、捕捉、分析各类纷繁复杂的市场信息,从而缓解企业面临的信息不对称问题,降低市场交易双方的搜寻成本、信息成本和议价成本,进而改善企业资源利用效率(裴长洪等,2018);再次,伴随着大数据、云计算和人工智能等数字技术的广泛应用,企业可对研发设计、原材料采购和产品制造销售等各个环节所产生的信息进行收集、分析,从而实现产品的全生命周期管理,并以此提高供应链、产业链协同效率,实现资源优化配置;最后,数字化转型能使得企业的生产和服务模式向自动化和智能化转变,其所产生的数据资源也能直接用于企业的生产经营决策,进而驱动企业生产率增长。

2. 绿色创新的影响因素研究。改革开放以来,中国经济社会发展同生态环境保护的矛盾日益凸显。对此,习近平总书记在十九届中央政治局第三十六次集体学习中强调“要狠抓绿色低碳技术攻关,加快先进适用技术研发和推广应用”<sup>①</sup>。在此背景下,绿色创新愈发成为中国实现生态文明建设、经济绿色可持续发展的关键途径。然而,绿色创新不仅具有周期长、投入大和风险高等特点,还面临着双重外部性问题。<sup>②</sup> 这将导致企业绿色创新动力有所不足。

基于此,早期部分学者认为可以利用环境规制政策来驱动企业开展绿色创新活动。但这种方式带来的外部压力可能会增加企业的额外成本(Calel & Dechezleprêtre,2016;何凌云、祁晓凤,2022),致使企业因成本负担较重而退出市场。与之不同的是,改善企业组织规模、治理状况、创新资源等内部要素状况也可以激发企业绿色创新活力。在企业组织规模方面,规模较大的企业具有高现金流、资产抵押以及人力资本优势,由此可为绿色技术研发提供资金和人员保障;在治理状况方面,治理水平越高的企业可以集中创新资源,优化资源配置,从而更容易进行绿色创新;在企业创新资源上,较为充裕的财务和人力资源能够克服绿色创新面临的高风险和高投入等问题,促使企业选择以长期收益为特征的绿色创新项目。

较之这些在传统经济环境下就广受关注的特征因素,数字经济时代背景下数字化转型对企业绿色创新发展的影响更需探讨。梳理文献发现,现有对于二者间关系的研究结论仍存争议。一方面,企业将在数字化转型的过程中形成全产业链联动,并在优化资源要素配置、提高生产经营效率的同时,畅通信息传递渠道,最终“赋能”企业绿色创新发展(许宪春等,2019;申明浩、谭伟杰,2022)。另一方面,在部署落实数字化转型战略的过程中,将有限的资源过度配置在数字化改造环节可能会挤占绿色创新研发资金,这将不利于企业开展绿色创新活动(Huang et al,2023;杜爽、曹效喜,2023)。总体来说,现有关于数字化转型的研究更多讨论数字化转型在促进企业发展、提高企业效率等方面的经济影响。同时,在绿色创新影响因素的研究中对数字化转型作用的讨论仍有一定不足。基于此,本文利用沪深A股工业行业上市公司数据对数字化转型与绿色创新间的关系进行实证考察,并就其作用机理进行更为深入的探讨。相应结论在丰富数字化转型研究文献的同时,可为中国深入实施数字化绿色化协同转型战略提供参考。

## (二)理论分析

数字化转型具有集聚企业创新资源、改善企业经营状况,进而“赋能”企业绿色创新发展的可能。

①《习近平谈治国理政》(第四卷),外文出版社2022年版,第374页。

②双重外部性指的是:一方面,技术溢出的外部性。当创新主体开展绿色创新活动并向市场推广时,其分享的创新知识会被其他主体模仿学习,进而推动新的技术创新,侵占原创新主体的利益;另一方面,环境的外部性。考虑到生态环境具有公共品属性,企业开展环境治理产生的社会效益大于私人效益,由此存在成本与收益的非对称性。

在集聚企业创新资源方面,首先,数字化转型可以优化企业研发结构,助力企业绿色创新发展。具体地,数字技术的深度应用会对重复性和常规性的工作岗位产生替代效应、降低企业对生产各环节中低技能劳动力的需求,并加大企业对高技术人才的用工需求。人才资源的集聚在推动企业劳动力结构向研发型转变、夯实企业绿色创新基础的同时,也将提高企业对新兴数字技术的吸收能力(尹俊雅、王海,2020),进而促使企业借数字化转型契机建立绿色技术研发体系,实现绿色创新的集成式、突破式发展。

其次,数字化转型将促增企业环保投入,激发企业绿色创新活力。外部投资者的绿色投资偏好是影响企业绿色创新的重要因素。但受制于信息透明度不足等问题,外部投资者难以真正识别出企业的绿色创新意愿,因而加大了企业在资本市场的融资难度。而在数字化转型的“赋能”作用下,企业能利用数字技术及时捕获市场偏好信息,主动寻求企业价值创造与外部投资者价值诉求的动态匹配。在这一过程中,企业会不断增加环保投资、积极履行环境责任,以此谋求资源支持,最终缩短企业绿色创新研发周期、加快绿色创新成果运用。

再次,数字化转型将吸引政府财政支持,助力绿色创新活动开展。传统经济环境中存在的信息不对称问题使得政府难以精准识别资金支持对象。这就容易使得企业因政府支持力度不足而缺乏绿色创新动力,而数字化转型能够通过大数据等数字技术提高企业信息透明度,促使企业向政府决策部门发送较为真实的绿色发展信息,由此降低政府与企业之间的沟通成本、畅通政企间信息传递渠道,从而加强政府利用税收优惠政策支持企业绿色创新发展的意愿。此时,政府在税收优惠等方面的支持不仅会增加企业营运资本、拓宽企业现金流、降低绿色创新成本(Acemoglu et al,2012;王海、尹俊雅,2021),还将释放出基于政府信用的技术认证和监管认证双重信号,促使社会资本加大对企业绿色创新的资金支持,由此缓解企业绿色创新资金匮乏等问题。

最后,数字化转型将提升企业融资能力,缓解企业绿色融资难题。受制于企业环境信息披露不完善以及资金使用流向监管难等问题,为减少自身信贷风险,银行等金融机构在传统经济模式下通常会要求贷款企业提供一定标准的抵押品,并给予企业较低的实际贷款额度,甚至不愿意对企业绿色创新项目发放贷款(Ahlin & Townsend,2007;谭常春等,2023)。而数字技术在企业内部的深度应用将促使企业向外界输出有效信息、表达绿色创新意愿,由此弱化信贷市场中存在的信息不对称现象。这也意味着银行等金融机构能获得更为全面且真实的企业运行信息,进而提高了授信客户筛选的准确性,降低了因企业信息模糊而带来的信贷风险,最终选择降低融资门槛、提高企业贷款额度,实现绿色信贷资源精准配置。

在改善企业经营状况方面,一方面,数字化转型将改善企业经营绩效,促增企业绿色创新投入。伴随着数字化转型进程加速,企业将运用数字技术推动商业经营模式变革、提高部门间的合作水平与协作效率,减少信息搜寻等交易成本,最终强化企业市场竞争力。同时,企业将借助人工智能和大数据等数字技术对市场前景做出预测,转向以数据要素为驱动的集约式创新发展模式,通过收集、分析和预测外界市场信息来及时掌握市场风险和机遇。这在优化企业经营状况、增强企业经营信心的同时,也能拉动企业绿色创新需求上升,促使企业开展绿色创新活动来巩固自身竞争优势。

另一方面,数字化转型将优化企业经营效率,激发企业绿色创新潜能。数字化转型将实现大数据、云计算和物联网等数字技术与生产全流程的深度融合,推动生产制造、研发设计以及产品质量控制等环节向自动化、智能化、数字化转变。这在提高企业生产效率的同时,也能增强企业对产品全生命周期的掌控能力,从而结合客户个性化需求进行产品或技术的绿色化升级改造。不仅如此,数字化转型还可激活企业的数字要素使用潜能,引领企业由“工业化管理模式”向“数字化管理模式”变革,实现企业的跨部门跨系统协同管理、促使数据和知识要素在企业内部交流分享,进而提升企业在需求预测、库存管理和供应链管理等方面的运营效率(陈剑等,2020;刘淑春等,2021)。基于此,企业将不断优化内部资源要素配置,从而为绿色创新发展提供支撑。

### 三、研究设计

#### (一) 数据介绍

本文选用2011—2020年沪深A股上市公司的数据作为研究样本,并进行如下处理:剔除ST和期间退市的样本;保留工业行业上市公司;保留主要财务数据不存在缺失情况的样本;为避免异常值对回归结果的稳健性造成影响,本文对相关连续变量进行1%的缩尾处理。原始数据来自国泰安数据库和中国研究数据服务平台。

#### (二) 模型设定

为考察数字化转型对企业绿色创新发展的影响,本文构建如下计量模型:

$$lgreenpatent_{it} = \alpha + \beta ldigital_{it-1} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 为企业, $t$ 为时间。 $lgreenpatent$ 为被解释变量企业绿色创新; $ldigital$ 为解释变量企业数字化转型程度; $X$ 为企业层面的控制变量。为避免遗漏变量问题造成变量间关系的错误解读,本文对企业和时间固定效应予以控制,并使用稳健标准误估计实证模型。在稳健性检验中,本文将运用工具变量法、双重差分法等来缓解反向因果等引起的内生性问题。

#### (三) 变量说明

1. 被解释变量。本文利用绿色专利申请数量构建核心被解释变量。这是因为,较之研发投入等指标,绿色专利能够更为直观地反映企业在绿色创新方面的产出,可量化性和现实价值较强(徐佳、崔静波,2020)。因此,本文利用企业母公司及子公司单独申请的绿色专利数量加1后的对数值( $lgreenpatent$ )衡量企业绿色创新情况。

2. 解释变量。本文将企业数字化转型指数作为核心解释变量。该指数基于主成分分析法得到,包括外部支撑环境、企业环境赋能、管理层战略引领、数字技术驱动、数字化成果以及数字化应用等维度的数据信息。相应维度选取指标如下:外部支撑环境包括,所在城市光缆密度、移动交换容量、互联网宽带接入用户规模、移动互联网用户规模、所在行业研发活动情况、发明专利数量、数字化技术强度、数字和人力资本投入强度以及新产品开发支出和销售情况等;企业环境赋能包括,数字人力和资本投入、科技创新基地建设以及数字基础设施相关词汇在年报中的频次;管理层战略引领包括:管理层数字职务设立情况、年报管理层讨论与分析部分中数字化转型相关词频;数字技术驱动包括:人工智能、云计算和大数据技术等词汇在年报中出现的频次;数字化成果包括,数字创新标准、资质、论文、专利和国家级奖项数量;数字化应用包括,智能制造等词汇在年报中出现的频次等。在构建过程中,分别对相应变量进行标准化处理并映射至0~100区间范围,进而利用主成分分析法加权计算企业数字化转型指数指标( $ldigital$ )。变量 $ldigital$ 数值越大,代表企业数字化转型程度越高。基于此,本文绘制了数字化转型指数的年度变化散点图(见图1),可以发现该指数整体呈上升趋势。<sup>①</sup>进一步地,为检验数字化转型与企业绿色创新间的关系,本文利用企业数字化转型指数与绿色专利申请数量绘制拟合图。图2表明数字化转型指数越大,企业绿色专利申请数量越多。由此,本文认为数字化转型将“赋能”企业绿色创新发展,但这一结论仍有待进一步的实证检验。

3. 控制变量。包括企业规模( $size\_emp$ ,员工数对数值)、企业年龄( $age$ ,所在年份与成立年份之差)、资本结构( $leverage$ ,总负债/总资产)、流动比率( $liquid$ ,流动资产/流动负债)、固定资产比率( $fixasset$ ,固定资产净额/总资产)、资本密集度( $capinten$ ,总资产/营业收入)、盈利能力( $roa$ ,净利润/总资产)、现金流量( $cash$ ,货币资金/总资产)、两职合一( $dual$ ,董事长和总经理是否两职合一)、股权集中度( $top10$ ,前十大股东持股比例)。变量描述性统计见表1。

<sup>①</sup>在收集现有数字化转型衡量指标的基础上,本文将数字化转型指数与数字专利、数字资产以及数字文本进行拟合。结果表明,本文使用的数字化转型指数与现有指标存在同步变动趋势,侧面证实了本文指标的合理性。限于篇幅,留存备索。

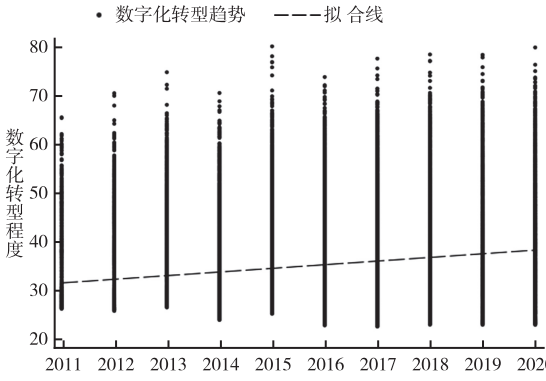


图1 数字化转型指数变动

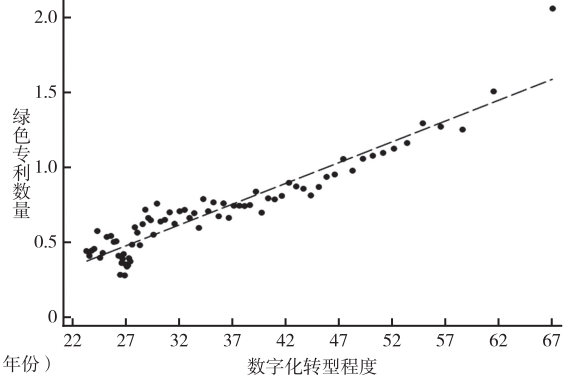


图2 数字化转型与绿色专利

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ldigital</i>	16029	34.7036	9.8293	22.9919	80.0403
<i>lgreenpatent</i>	16029	0.9129	1.1786	0.0000	7.3052
<i>size_emp</i>	16029	7.7910	1.1589	5.3845	11.0250
<i>age</i>	16029	17.4844	5.4636	5.0000	32.0000
<i>leverage</i>	16029	0.4029	0.1916	0.0549	0.8611
<i>liquid</i>	16029	2.4511	2.3758	0.3276	15.2045
<i>fixasset</i>	16029	0.2445	0.1485	0.0192	0.6953
<i>capinten</i>	16029	2.2375	1.4715	0.4752	9.5673
<i>roa</i>	16029	0.0383	0.0588	-0.2233	0.1948
<i>cash</i>	16029	0.1680	0.1139	0.0164	0.5728
<i>dual</i>	16029	0.2859	0.4519	0.0000	1.0000
<i>top10</i>	16029	0.5861	0.1462	0.2379	0.9037

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

为加快实现生产方式绿色变革、破解绿色低碳发展面临的瓶颈制约,中国强调建设绿色智慧的数字生态文明、加快数字化绿色化协同转型。但就其具体实现路径,现有研究仍未予以充分解读。对此,本文构建模型(1)进行实证分析。表2结果发现,数字化转型显著提高了企业绿色专利申请数量,“赋能”企业绿色创新发展。这可能是由于数字化转型能集聚企业创新资源、改善企业经营状况,进而激发企业绿色创新潜力。控制变量的回归结果表明,企业规模(*size\_emp*)、流动比率(*liquid*)、资本密集度(*capinten*)和股权集中程度(*top10*)越大,企业绿色创新水平越高。这是因为,相较于小规模企业和低资本密集度企业,大规模企业和高资本密集度企业在人力资本和资产规模等方面更具优势,可以更好地开展绿色创新活动。而流动比率上升可为企业带来较为充裕的现金流,助力企业进行绿色技术的研发攻关。同时,相对集中的股权结构能够减少企业在绿色创新过程中的代理成本,从而提高绿色创新水平。而企业年龄(*age*)和固定资产比率(*fixasset*)越大,企业绿色创新水平越低。相比之下,成立年份较早的企业可能存在绿色创新动力不足等问题。固定资产比重较高意味着企业的资金流动性有所不足,难以支撑绿色创新投资。此外,资本结构(*leverage*)、盈利能力(*roa*)、现金流量(*cash*)、两职合一(*dual*)对企业绿色创新的影响并不显著。

表2 基准回归结果

变量	<i>lgreenpatent</i>	
	(1)	(2)
<i>ldigital</i>	0.0130*** (0.0015)	0.0107*** (0.0015)
<i>size_emp</i>		0.3472*** (0.0197)
<i>age</i>		-0.0819*** (0.0286)
<i>leverage</i>		0.1042 (0.0779)
<i>liquid</i>		0.0158*** (0.0048)
<i>fixasset</i>		-0.1868** (0.0938)
<i>capinten</i>		0.0201*** (0.0078)
<i>roa</i>		0.0736 (0.1430)
<i>cash</i>		0.1251 (0.0809)
<i>dual</i>		-0.0026 (0.0208)
<i>top10</i>		0.2096** (0.0956)
企业效应	是	是
时间效应	是	是
观测值	16029	16029
R <sup>2</sup>	0.7356	0.7447

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

## (二) 机制检验:数字化转型与企业创新资源

基于前文理论分析,在创新资源维度,本文主要关注数字化转型是否会优化研发结构、促增环保投入、吸引政府支持与提升融资能力。参考现有研究,研发结构体现为企业研发人员占员工总数比重(*rd\_emp*)、研发投入总额对数值(*rd*);环保投入利用企业在建工程中与环保相关的投资数额对数值(*lgreninv*)、企业环境责任评分(*enviresg*)衡量;<sup>①</sup>政府支持则为企业所得税费用与利润总额的比值(*tax*);<sup>②</sup>融资能力使用企业长期贷款数额对数值(*loan*)衡量(谭常春等,2023)。在此基础上,本文将上述变量分别作为被解释变量,并以数字化转型(*ldigital*)作为解释变量来进行机制检验分析。<sup>③</sup>

首先,表3列(1)(2)结果表明,数字化转型将显著提高企业研发人员占比和研发投入金额。这说明数字化转型能够引领企业劳动力结构和支出结构向研发型转变,由此夯实企业绿色创新基础。

① 本文还以企业环境治理费用占营业收入的比重作为机制变量进行回归分析。结果发现,数字化转型对企业环境治理费用的影响不显著。限于篇幅,留存备索。

② 本文还利用企业环保补贴与营业收入的比值作为机制变量进行回归分析。结果发现,数字化转型对企业环保补贴的影响不显著。限于篇幅,留存备索。

③ 参考 Emerick et al(2016)的分析方法,本文将机制变量和解释变量同时放入实证模型中,通过观察解释变量的影响系数或显著性是否发生变化来判断文章核心机制是否成立。相应结果表明,企业数字化转型的影响系数值在加入不同机制变量后均有所降低,说明数字化转型的确是上述机制产生影响的。限于篇幅,留存备索。

其次,表3列(3)(4)结果显示,数字化转型将提高企业环保投资数额、促使企业履行环境责任。数字技术的深度应用能够提高企业的信息收集分析能力,从而促使企业加大环保资源投入,开展更加符合市场前景的绿色创新活动。再次,表3列(5)结果表明,数字化转型能够降低企业税收负担。这是因为,数字化转型能够缓解政府与企业间的信息不对称问题,从而助力政府精准识别资金支持对象,降低企业绿色创新成本。最后,表3列(6)结果发现,数字化转型能够提高企业长期贷款数额,增强企业融资能力。这意味着数字化转型能缓解企业绿色创新项目所需的资金问题,带动企业绿色创新发展。

表3 机制检验:数字化转型与企业创新资源

变量	<i>rd_emp</i>	<i>rd</i>	<i>lgreninv</i>	<i>enviresg</i>	<i>tax</i>	<i>loan</i>
	研发人员	研发投入	环保投资	环境责任	政府支持	长期贷款
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ldigital</i>	0.0766*** (0.0132)	0.0084*** (0.0011)	0.0167* (0.0090)	0.0736*** (0.0204)	-0.0006* (0.0003)	0.0483*** (0.0134)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10939	15029	4212	5394	16029	16029
R <sup>2</sup>	0.9094	0.9071	0.6683	0.7305	0.2618	0.6888

### (三) 机制检验:数字化转型与企业经营状况

在经营状况维度,本文关注数字化转型是否会提高企业经营绩效、优化企业经营效率。其中,经营绩效以企业营业收入加1后的对数值(*income*)、利润总额(*profit*)衡量;经营效率以企业劳动生产率(*productivity*)和全要素生产率(*ltfp*)体现,前者以营业收入与员工人数比值的对数值衡量,后者以LP法计算得出。在此基础上,本文将上述机制变量作为被解释变量,并以企业数字化转型(*ldigital*)作为解释变量进行回归分析。一方面,表4列(1)(2)发现,数字化转型显著提高了企业营业收入和利润总额。企业在数字化转型赋能下能够实时掌握生产经营各环节的动态信息,从而改善自身经营绩效。这将增强企业经营信心,促使企业研发绿色技术来巩固自身优势。另一方面,表4列(3)(4)表明,数字化转型将提高企业劳动生产率和全要素生产率。数字技术与生产运营环节的深度融合将提高企业经营效率,从而为绿色创新项目的顺利推进提供支撑。

表4 机制检验:数字化转型与企业经营状况

变量	<i>income</i>	<i>profit</i>	<i>productivity</i>	<i>ltfp</i>
	营业收入	利润总额	劳动生产率	全要素生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ldigital</i>	0.0064*** (0.0006)	0.1405*** (0.0365)	0.0061*** (0.0006)	0.0048*** (0.0005)
控制变量	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	16029	16029	16029	15943
R <sup>2</sup>	0.9754	0.8587	0.9048	0.9617

### (四) 稳健性检验

1. 工具变量检验。尽管前文分析发现数字化转型有助于企业绿色创新发展,但这一结果可能受到反向因果等问题的干扰而不稳健,如绿色创新水平较高的企业更有可能实施数字化转型战略。为排除这一问题的干扰,本文利用以下工具变量进行回归分析:首先,“八纵八横”光缆干线工程。自20世纪90年代以来,为加快推进通信现代化进程,中国政府开始实施“八纵八横”光缆干线工程,以此



作为后期固定电话和移动运营业务的基础网络。因此,当某省连通“八纵八横”光缆干线的地级市数量越多,则意味着该地区可能具备越好的通信基础,从而可为企业数字化转型提供支撑(王海等, 2023),这就满足了工具变量选取的相关性原则。同时,完工于 20 世纪 90 年代末的“八纵八横”光缆干线工程理论上不会直接影响企业绿色创新,满足外生性条件。<sup>①</sup> 因此,本文将地区连通“八纵八横”光缆干线地级市数量与长途光缆线路长度进行交互(*eight*),以此作为工具变量。<sup>②</sup> 表 5 列(1)第一阶段回归结果显示,变量 *eight* 对企业数字化转型存在显著影响。LM、F 检验结果均印证了工具变量的合理性。表 5 列(2)第二阶段结果表明,变量 *ldigitaliv* 的影响系数显著为正,说明本文结论是稳健的。

其次,各城市在 1984 年的邮局数量。互联网等数字技术的发展可能受到早期邮局分布的影响。如有研究认为早期邮局分布会影响该地区对数字技术的使用习惯与潜在偏好(袁淳等, 2021),从而会影响企业数字化转型。这就能够满足工具变量选取的相关性原则。同时,早期以提供通信服务为主要目标的邮局不会直接影响企业现阶段的绿色创新表现。基于此,本文将各城市在 1984 年的邮局数量与全国域名数量进行交互(*iv1984*),<sup>③</sup>以此作为工具变量。表 5 列(3)第一阶段回归结果表明,工具变量 *iv1984* 对企业数字化转型存在显著影响,说明本文选取的工具变量符合相关性原则。LM、F 统计检验在计量层面证实了工具变量选取的合理性原则。表 5 列(4)第二阶段回归结果表明,变量 *ldigitaliv* 的影响系数显著为正,证实了研究结论的稳健性。

最后,同行业、同地区企业数字化转型的平均水平。企业在进行战略决策时不仅会结合自身发展状况,也将考虑同一行业或地区其他企业的战略决策。这些互相竞争的企业往往面临着相似的市场环境,可能会通过战略趋同等方式缓解竞争压力。因此,若同一行业或地区部分企业开展数字化转型战略,其他企业可能模仿学习其转型策略。这就使得同行业或同地区企业数字化转型的平均水平会直接影响到企业的战略决策。而这一变量并不会直接影响企业绿色创新。基于此,本文选用企业所在行业、所在省份内其他企业数字化转型水平均值的滞后两期值(*indmean*、*promemean*)作为工具变量进行回归分析。表 5 列(5)第一阶段回归结果表明,变量(*indmean*、*promemean*)对企业数字化转型存在显著影响。LM、F 检验证明了工具变量的合理性,Hansen J 检验则说明工具变量不存在过度识别问题。<sup>④</sup> 表 5 列(6)第二阶段回归结果显示,变量 *ldigitaliv* 对绿色创新的影响依旧显著为正,说明本文研究结论是稳健的。

表 5 工具变量检验

变量	<i>ldigital</i>	<i>lgreenpatent</i>	<i>ldigital</i>	<i>lgreenpatent</i>	<i>ldigital</i>	<i>lgreenpatent</i>
	“八纵八横”		1984 年邮局数量		数字化转型均值	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>eight</i>	0.2469*** (0.0430)					
<i>iv1984</i>			0.0119*** (0.0013)			

①如果工具变量仅通过内生变量来影响企业绿色创新,那么在控制内生变量的情况下,工具变量应该对企业绿色创新不具有显著影响(孙伟增、郭冬梅, 2021)。因此,本文将工具变量和解释变量同时放入实证模型进行回归分析,并发现工具变量的影响不显著,从而说明工具变量选取具有一定合理性。限于篇幅,留存备索。

②光缆是现代网络布局中常见的设备线路,其建设水平在一定程度上代表着地区现有的通信基础。因此,这一变量同样符合相关性原则。考虑到企业数字化转型为滞后一期值,在实际回归中,本文选用长途光缆线路长度滞后两期值。

③在实际回归中选用域名滞后两期值。本文还分别利用网页数量、互联网宽带接入端口与各城市在 1984 年的邮局数量进行交互,并将其作为工具变量进行分析。相应结果同样证实了研究结论的稳健性。限于篇幅,留存备索。

④鉴于本文使用变量 *indmean*、*promemean* 同时作为工具变量,因此,需要通过过度识别检验来验证工具变量的合理性。若 Hansen J 检验结果不显著,则说明工具变量是合理的。

续表 5

变量	<i>ldigital</i>	<i>lgreenpatent</i>	<i>ldigital</i>	<i>lgreenpatent</i>	<i>ldigital</i>	<i>lgreenpatent</i>
	“八纵八横”		1984 年邮局数量		数字化转型均值	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>indmean</i>					0.5373*** (0.0326)	
<i>promean</i>					0.2072*** (0.0547)	
<i>ldigitaliv</i>		0.0455* (0.0270)		0.0340** (0.0153)		0.0202** (0.0096)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
观测值	16029	16029	14879	14879	13408	13408
LM statistic	36.753		100.830		293.764	
F statistic	44.033		145.293		237.219	
Hansen J statistic					P 值=0.7073	

2. 基于政策事件冲击再检验。<sup>①</sup> 为了更为稳健地评估数字化转型对企业绿色创新的影响,参考赵涛等(2020)的研究,本文将宽带中国战略视为政策事件冲击,利用双重差分法进行检验。具体地,为解决以往宽带网络基础设施建设过程中出现的网速慢和覆盖面不足等问题,中国在2014年、2015年和2016年分批次选取117个“宽带中国”示范城市(群),意图发挥入选城市(群)在宽带基础设施建设工作中的示范引领作用。其中,入选城市(群)需要完成提升宽带用户规模等工作,并使辖区宽带接入能力和宽带用户渗透率达到全国领先水平。在此背景下,宽带中国战略实施将促进互联网等信息技术与经济社会深度融合,加速企业数字化转型进程。<sup>②</sup> 鉴于这一事实,本文依据宽带中国示范城市(群)名单设定变量 *broadband policy*,企业所在城市入选宽带中国示范城市后则赋值 *broadband policy* 为1,否则为0。并将其替换为解释变量进行回归。表6列(1)结果表明,宽带中国战略实施将促进企业绿色创新发展。考虑到双重差分法要求实验组和对照组在政策事件发生前具有同样的变化趋势,本文参考王海等(2021)的研究进行平行趋势检验。<sup>③</sup> 表6列(2)结果表明,变量(*before3*—*before1*)的影响系数均不显著,表明宽带中国战略实施之前,实验组和对照组的变化趋势不存在显著差异。而宽带中国战略实施后呈现出促进企业绿色创新的变动趋势。本文还将智慧城市战略视为政策事件冲击进行检验。具体来说,中国政府发布了三批国家智慧城市试点名单,要求试点城市在网络基础设施、公共平台、数据库以及智能环保、智慧支付、智能家居等领域进行重点建设。因此,当地政府需要结合政策要求来推进大数据、人工智能和云计算等数字技术研发与应用,这就为企业数字化转型提供了良好的外部环境。因此,本文依据国家智慧城市试点名单构建相应政策变量,并利用双重差分法进行检验。<sup>④</sup> 结果表明,智慧城市战略实施将促进企业绿色创新发展。这再次证明了本文结论的稳健性。

① 考虑到双重差分法要求政策实施前有一定时期的观测值。因此,本文在利用宽带中国战略构建双重差分模型的过程中选用了2007—2020年上市公司数据进行分析。

② 数字化转型不仅需要大数据、云计算、区块链、人工智能等数字技术支持,也需要宽带网络作为基础性载体支撑。在此背景下,伴随着宽带中国政策实施,区域网络传输速率和网络服务质量的不断提升将引领地区企业数字化转型。

③ 在实际回归中,本文将 *before4* 作为基期予以剔除。*before4* 指代城市成为宽带中国试点城市前第四年及以前;*after4* 指代城市成为宽带中国试点城市后第四年及以后。

④ 限于篇幅,留存备索。

表6 基于政策事件冲击再检验

变量	<i>lgreenpatent</i>	
	(1)	(2)
<i>broadband policy</i>	0.0430** (0.0190)	
<i>before3</i>		-0.0092 (0.0275)
<i>before2</i>		0.0049 (0.0283)
<i>before1</i>		0.0328 (0.0301)
<i>current</i>		0.0639** (0.0310)
<i>after1</i>		0.0287 (0.0310)
<i>after2</i>		0.0639** (0.0316)
<i>after3</i>		0.0602* (0.0322)
<i>after4</i>		0.0532* (0.0311)
控制变量	是	是
企业效应	是	是
时间效应	是	是
观测值	22719	22719
R <sup>2</sup>	0.7023	0.7024

3. 其他稳健性检验。<sup>①</sup> 本文还进行以下稳健性检验。第一, 替换变量衡量方式。在解释变量上, 对基准回归中使用的数字化转型变量分别进行滞后两、三期处理; 利用数字文本、数字资产、数字专利构建数字化转型指标; 基于企业年报中首次出现数字化相应词汇的时间构建双重差分模型进行检验。在被解释变量上, 分别利用母公司及子公司单独联合申请绿色专利总数、集团合计单独申请绿色专利总数、母公司及子公司当期与未来一期、当期与未来两期申请绿色专利总数构建绿色创新指标。第二, 调整固定效应和聚类方式。分别对省份行业联合固定效应、行业时间联合固定效应以及省份时间联合固定效应等加以控制, 并将标准误分别聚类到行业、城市、城市行业、省份行业层面。第三, 剔除特殊样本。分别保留制造业、至少连续5年、沪深交易所信息披露考评结果为优秀或良好以及未受到信息披露违规处罚的企业样本进行回归分析。基于上述检验的结果依旧发现, 数字化转型有助于企业绿色创新发展, 再次证实了本文结论的稳健性。

## 五、进一步分析

### (一) 异质性讨论

1. 产权性质差异。前文分析发现, 整体上数字化转型能够通过集聚创新资源、改善经营状况来引领企业绿色创新发展。但由于企业资源禀赋差异等多维因素, 数字技术接入和使用不均衡引致的群体间“数字鸿沟”现象可能会使得数字化转型的“赋能”效应呈现一定异质性特征。而在中国推进数字化转型的实践中, 国有企业与非国有企业之间的“数字鸿沟”现象较为明显。相比之下, 非国有企业的数字化意识不足、投入规模偏小、支撑保障体系不健全, 且缺乏较好的资源基础和组织管理能力, 更容易因数字技术与企业发展不匹配、发展路径依赖等问题而陷入数字化转型失败的困境。这就使得国有企业同非国有企业间的数字化转型程度差距不断扩大, 从而制约数字化转型绿色创新效

<sup>①</sup> 限于篇幅, 相应稳健性检验结果留存备索。

应的全面发挥。基于这一现实,本文根据股权性质情况将企业划分为国有企业和非国有企业,以此进行分样本回归分析。表7结果发现,数字化转型将赋能国有企业、非国有企业绿色创新发展。但基于组间系数差异检验的结果显示,相比于非国有企业,数字化转型对国有企业绿色创新的赋能影响更为明显。这是因为,作为政府干预和参与经济的重要手段,国有企业发展规划与国家战略需求较为吻合,因而使得国有企业具有一定预算软约束特征。具有政策及资金优势的国有企业在实现数字化转型时较少受资金掣肘,进而能利用数字技术整合企业内外部研发要素,更容易实现绿色创新发展。而非国有企业在融资能力和人才吸引等方面有所不足,且较难承受数字化转型所需的高成本投入,由此弱化了数字化转型的绿色创新效应。

表7 基于企业产权性质差异的检验

变量	<i>lgreenpatent</i>	
	国有企业	非国有企业
	(1)	(2)
<i>ldigital</i>	0.0131*** (0.0028)	0.0100*** (0.0018)
控制变量	是	是
企业效应	是	是
时间效应	是	是
观测值	5206	10823
R <sup>2</sup>	0.7872	0.7189
组间系数差异检验	P值=0.003	

2. 污染属性差异。与普通创新不同的是,绿色创新具有资源节约和环境改善的独特属性。然而,绿色创新不仅具有建设周期长、资金投入大和不确定性高等特点,还面临着技术溢出和生态环境方面的双重外部性问题(李青原、肖泽华,2020)。在这种约束下,不同生态环境敏感度的企业或因环境技术调整成本不同而存在差异化的绿色创新表现。因此,本文将从污染属性差异视角来分析数字化转型的异质性影响。具体地,依据《上市公司环保核查行业分类管理名录》,本文将企业划分为污染型企业和清洁型企业进行分样本回归分析。<sup>①</sup>表8结果发现,相比于污染型企业,数字化转型将赋能清洁型企业绿色创新发展。对污染型企业来说,其在生产过程中需要注重自身的绿色发展情况,具有一定的绿色创新意愿。然而,污染型企业不仅在技术创新方向上存在明显的路径依赖(Acemoglu et al,2012;Aghion et al,2016),还由于固定资产比重较高等因素而具有更高的环境技术调整成本。在此背景下,数字化转型战略难以助推污染型企业实现绿色创新突破。相比之下,清洁型企业并未受路径依赖问题制约,且具有较低的环境技术调整成本,因而更容易借数字化转型契机整合内部创新资源,实现绿色创新发展。

表8 基于企业污染属性差异的检验

变量	<i>lgreenpatent</i>	
	污染型	清洁型
	(1)	(2)
<i>ldigital</i>	0.0048 (0.0030)	0.0109*** (0.0018)
控制变量	是	是
企业效应	是	是

<sup>①</sup>具体匹配方式如下:首先,本文利用《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2011)将《上市公司环保核查行业分类管理名录》所列行业分别与二位数、三位数或四位数行业代码相匹配;其次,考虑到常见的上市公司数据库仅有二位数行业代码,本文根据东方财富网提供的年报文本,逐一整理上市公司年报主营业务分析栏目中的营业收入构成数据,并利用《上市公司行业分类指引》等政策文件来识别其所属四位数行业代码;最后,将上市公司行业代码与《上市公司环保核查行业分类管理名录》进行匹配,若匹配成功,则定义该企业为污染型企业,反之为清洁型企业。

变量	<i>lgreenpatent</i>	
	污染型	清洁型
	(1)	(2)
时间效应	是	是
观测值	5997	9955
R <sup>2</sup>	0.6763	0.7667

3.“扶强”还是“扶弱”。沿袭上述异质性讨论,引发的一个值得讨论的问题是,数字化转型在什么情况下更能促进绿色创新?数字化转型是推动具有较高绿色创新水平的企业实现更快发展、产生“扶强”影响,还是为具有较低绿色创新水平的企业提供绿色发展动力、产生“扶弱”影响?针对这一问题的讨论是对现有数字化转型与绿色创新间关系文献的必要拓展。因此,本文在计算绿色创新水平第1、10~90以及99百分位数值的基础上,基于分位数回归的方式讨论数字化转型的差异影响。图3发现,数字化转型的影响系数随着分位数提高而逐步变大。即对于条件分布高端的企业,数字化转型带来的影响更为明显。这一结果喻示着数字化转型具有明显的“扶强”效应,绿色创新水平较高的企业将在数字化转型赋能下实现更快发展。但与此同时,需警惕数字化转型对条件分布低端企业带来的不利影响。对于这些企业来说,其规模较小,<sup>①</sup>因而难以承担数字化转型带来的成本负担,甚至在数字化转型过程中因过多投入资金而挤占绿色创新投入,对原有的绿色创新路径形成阻碍。

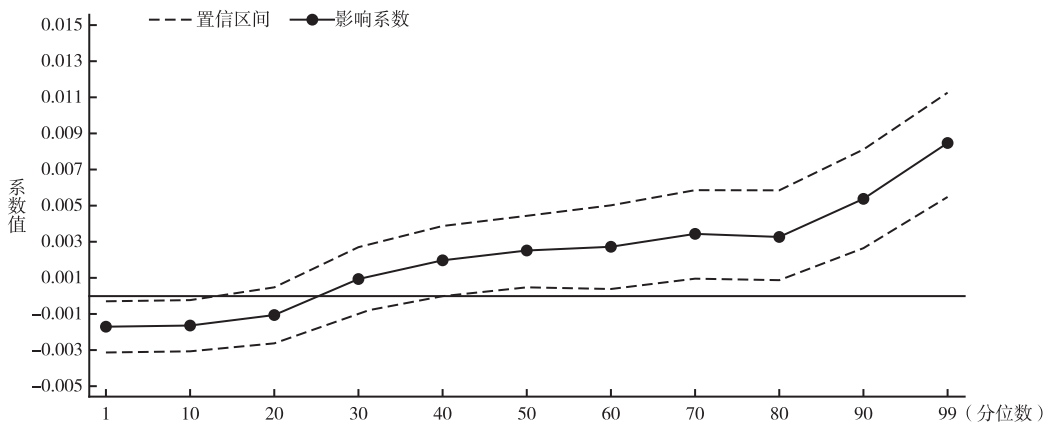


图3 基于绿色创新水平的分位数检验

### (二)数字化转型与企业绿色创新质量

前文分析表明,在数字化转型的赋能影响下,企业在生产经营过程中将构建绿色导向的技术创新体系,进而加大绿色专利申请力度、实现绿色创新发展。但值得进一步讨论的问题是,在绿色专利申请数量上升的同时,其质量是否同步提升?一方面,伴随着人工智能和大数据等数字技术在企业内部得到深度应用,企业开始全方位推进生产设备、研发设计、商业运营和销售服务等方面的数字化改造,实现全流程数据贯通。基于此,企业将精准把握、解决生产经营中面临的问题,并通过数据挖掘等方式及时掌握市场需求信息,进而有针对性地开展绿色创新活动、提升绿色专利质量。另一方面,在实现数字化转型的过程中,企业和外界的信息不对称局面逐渐被打破。这使得企业需要向外界传递积极信号来谋求资源集聚。出于自身利益的考量,企业可能会片面迎合市场需求,通过追求创新数量来粉饰表面的绿色创新能力。在此背景下,绿色专利申请数量上升背后可能隐藏着专利的“创新假象”。因此,数字化转型能否提升企业绿色创新质量有待明确。基于上述思考,本文分别利用均值法以及中值法得到的绿色专利知识宽度信息(*patknowledge1*、*patknowledge2*)来衡量绿

<sup>①</sup>经统计,较之其他企业,绿色创新水平较低企业的资产规模、员工人数和营业收入更少。

色创新质量,其数值越大,企业绿色创新质量越高(张杰、郑文平,2018)。<sup>①</sup>基于此,将其作为被解释变量进行回归分析。表9结果表明,变量 *ldigital* 的影响系数显著为正。这说明数字化转型将提高企业绿色专利质量,实现绿色创新“增量提质”。

表9 数字化转型与企业绿色创新质量

变量	<i>patknowledge1</i>	<i>patknowledge2</i>
	均值法	中值法
	(1)	(2)
<i>ldigital</i>	0.0016*** (0.0004)	0.0020*** (0.0005)
控制变量	是	是
企业效应	是	是
时间效应	是	是
观测值	16029	16029
R <sup>2</sup>	0.4140	0.4016

## 六、结论与启示

面对着日益凸显的生态环境问题,中国政府在新发展阶段更加强调推进生态文明建设。考虑到数字经济在引领经济高质量发展中发挥着重要作用,如何实现数字化绿色化协同转型已成为中国政府关注的重点问题之一。基于上述考虑,本文在构建多维度企业数字化转型指数的基础上,利用2011—2020年沪深A股工业行业上市公司数据实证检验数字化转型对企业绿色创新的影响方向与作用机理,以期厘清数字化绿色化协同转型的实现路径。研究发现,数字化转型将“赋能”企业绿色创新发展,实现绿色创新“增量提质”。机制结果表明,在创新资源维度,数字化转型不仅能够引领企业劳动力结构和支出结构向研发型转变,促使企业加大环保投入、履行环境责任,还能减轻企业税费负担、提升其融资能力,驱动企业绿色创新发展;在经营状况维度,数字化转型会通过增加营业收入和利润总额来改善企业经营绩效,也将通过提高劳动生产率和全要素生产率来优化企业生产效率,进而激发企业绿色创新潜力。异质性分析发现,数字化转型的影响在国有企业、清洁型企业以及位于绿色创新分布高端的企业中更为明显。以上研究结论可为理解数字化转型在企业绿色创新发展中的作用提供新的视角,也可为中国政府加快“数字中国”建设、培育经济绿色发展新动能提供决策依据。

综合上述研究结论,本文提出如下政策建议:第一,中国政府应积极推动经济社会数字化转型,优化数字化绿色化协同转型路径。一方面,构建产业数字化发展体系。现阶段较多企业因转型能力不足、转型成本偏高、转型阵痛期较长而面临着“不会转”“不敢转”“不能转”难题。这就要求中国政府大力实施“上云用数赋智”等普惠式政策,消除企业数字化转型中面临的资金和技术壁垒,从而充分释放数字化发展红利。这将更好促进数字技术与传统产业深度融合,进而充分挖掘企业绿色创新潜力、激发企业绿色创新动能。另一方面,加快数字产业化发展进程。数字技术是企业数字化转型的技术支撑,因此,中国政府应当提高软件服务和平台支持等公共服务供给水平,并推动关键核心数字技术的攻关突破,由此在形成一批具有国际竞争力数字产业集群的同时,为企业数字化转型营造良好转型环境。此外,企业也需积极建立数字化思维、培育数字化能力,利用大数据和云计算等数字技术来提升市场信息收集和分析能力,从而精准把握市场前景预期、强化绿色创新发展意识。

第二,借数字化转型契机来补齐绿色创新发展短板,为数字化绿色化协同转型夯实根基。首先,

<sup>①</sup>本文还使用以下方法衡量企业绿色创新质量:一方面,绿色专利引用数量,引用数量体现了专利的技术价值与经济价值,可用于评估专利的技术扩散程度与知识溢出状况;另一方面,绿色发明专利申请数量,相比于其他类型专利,发明专利或更能体现企业专利的创新价值。基于上述指标为被解释变量的结果显示,数字化转型能够显著提升企业绿色专利引用数量、绿色发明专利申请数量。这一结果能稳健地说明,数字化转型将促进绿色创新“增量提质”。限于篇幅,留存备案。

企业应积极践行绿色环保意识,以数字化转型为载体促增环保资源投入,开展更加符合市场前景的绿色创新活动,并不断优化人力资本结构和研发支出结构,提升企业与数字技术的匹配度、降低数字化转型应用门槛,深化数字技术在绿色技术研发过程中的应用;其次,企业需打破传统思维以实现要素驱动发展模式向数据驱动发展模式的转变,积极运用数字技术重塑生产流程、组织架构和商业模式,由此优化资源配置、提升生产效率和经营效率,以便为绿色创新发展提供良好基础;最后,企业应当依托大数据等数字技术向外界不同市场主体输出绿色信息,畅通企业与外界的信息传递渠道。信息不对称现象的打破将助力企业减免税费负担、增强融资能力,从而为绿色创新活动提供资金支持。

第三,在推进数字化绿色化协同转型的过程中,应当遵循落实以点代面、有所侧重的渐进式政策实施策略。一方面,中国政府可以依据企业产权性质和污染属性制定差异化的发展规划,通过打造示范样板来不断积累和推广数字化绿色化协同转型经验。例如,针对国有企业制定数字化转型发展专项规划,遴选并推广数字化转型典型案例和解决方案,从而积极发挥国有企业的“排头兵”作用;借助清洁型企业的先发经验,探索建立以数字化转型为基础的绿色创新路径,进而激活全行业绿色创新活力。另一方面,中国政府还应遵循“因地制宜”的指导原则,避免“一刀切”式的发展规划对部分企业造成额外的负面冲击。尤其应当关注绿色创新水平较低的企业在推进数字化转型过程中存在的成本负担重等问题,通过制定数字化转型专项资金项目等方式来提高政策支持力度与资源统筹水平,从而减轻数字化转型的成本和风险。

#### 参考文献:

- 陈剑 黄朔 刘运辉,2020:《从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理》,《管理世界》第2期。
- 陈中飞 江康奇 殷明美,2022:《数字化转型能缓解企业“融资贵”吗》,《经济学动态》第8期。
- 杜爽 曹效喜,2023:《企业数字化转型能否促进绿色创新——来自中国上市公司的证据》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第4期。
- 何凌云 祁晓凤,2022:《环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据》,《经济学动态》第6期。
- 李青原 肖泽华,2020:《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》,《经济研究》第9期。
- 梁昊光 秦清华,2023:《制造业数字化、数字贸易壁垒与出口企业影响力》,《经济学动态》第7期。
- 刘淑春 闫津臣 张思雪 林汉川,2021:《企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗》,《管理世界》第5期。
- 倪克金 刘修岩,2021:《数字化转型与企业成长:理论逻辑与中国实践》,《经济管理》第12期。
- 裴长洪 倪江飞 李越,2018:《数字经济的政治经济学分析》,《财贸经济》第9期。
- 戚聿东 蔡呈伟,2020:《数字化对制造业企业绩效的多重影响及其机理研究》,《学习与探索》第7期。
- 戚聿东 肖旭,2020:《数字经济时代的企业管理变革》,《管理世界》第6期。
- 申明浩 谭伟杰,2022:《数字化与企业绿色创新表现——基于增量与提质的双重效应识别》,《南方经济》第9期。
- 宋德勇 朱文博 丁海,2022:《企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察》,《财经研究》第4期。
- 孙伟增 郭冬梅,2021:《信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响:需求规模、结构变化及影响路径》,《中国工业经济》第11期。
- 谭常春 王卓 周鹏,2023:《金融科技“赋能”与企业绿色创新——基于信贷配置与监督的视角》,《财经研究》第1期。
- 王海 吴梦萱 尹俊雅,2021:《地区金融机构与僵尸企业——基于城商行设立的准自然实验》,《统计研究》第3期。
- 王海 尹俊雅,2021:《地方产业政策与行业创新发展——来自新能源汽车产业政策文本的经验证据》,《财经研究》第5期。
- 王海 闫卓毓 郭冠宇 尹俊雅,2023:《数字基础设施政策与企业数字化转型:“赋能”还是“负能”?》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 徐佳 崔静波,2020:《低碳城市和企业绿色技术创新》,《中国工业经济》第12期。
- 许宪春 任雪 常子豪,2019:《大数据与绿色发展》,《中国工业经济》第4期。
- 尹俊雅 王海,2020:《高新区政策的技术追赶效应——基于内外资企业 TFP 差距的分析》,《经济学动态》第11期。
- 袁淳 肖土盛 耿春晓 盛誉,2021:《数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化》,《中国工业经济》第9期。
- 张杰 郑文平,2018:《创新追赶战略抑制了中国专利质量么?》,《经济研究》第5期。
- 赵涛 张智 梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期。

- 周红星 黄送钦,2023:《数字化能为创新“赋能”吗——数字化转型对民营企业创新的影响》,《经济学动态》第7期。
- Acemoglu, D. et al(2012), “The environment and directed technical change”, *American Economic Review* 102(1): 131–166.
- Aghion, P. et al(2016), “Carbon taxes, path dependency, and directed technical change: Evidence from the auto industry”, *Journal of Political Economy* 124(1):1–51.
- Ahlin, C. & R. M. Townsend(2007), “Selection into and across credit contracts: Theory and field research”, *Journal of Econometrics* 136(2):665–698.
- Byun, J. et al(2018), “Technological innovation strategy: How do technology life cycles change by technological area”, *Technology Analysis & Strategic Management* 30(1):98–112.
- Calel, R. & A. Dechezleprêtre(2016), “Environmental policy and directed technological change: Evidence from the European carbon market”, *Review of Economics and Statistics* 98(1):173–191.
- El-Kassar, A. & S. K. Singh(2019), “Green innovation and organizational performance: The influence of big data and the moderating role of management commitment and HR practices”, *Technological Forecasting and Social Change* 144:483–498.
- Emerick, K. et al(2016), “Technological innovations, downside risk, and the modernization of agriculture”, *American Economic Review* 106(6):1537–1561.
- Goldfarb, A. & C. Tucker(2019), “Digital economics”, *Journal of Economic Literature* 57(1):3–43.
- Huang, H. S. et al(2023), “Corporate digital transformation and idiosyncratic risk: Based on corporate governance perspective”, *Emerging Markets Review* 56,101045.
- Kromann, L. et al(2019), “Automation and productivity—A cross-country, cross-industry comparison”, *Industrial and Corporate Change* 29(2):265–287.
- Mubarak, M. F. et al(2021), “How industry 4.0 technologies and open innovation can improve green innovation performance”, *Management of Environmental Quality: An International Journal* 32(5):1007–1022.
- Ning, J. et al(2023), “Relationship between enterprise digitalization and green innovation: A mediated moderation model”, *Journal of Innovation & Knowledge* 8(1),100326.
- Singh, A. & T. Hess(2017), “How chief digital officers promote the digital transformation of their companies”, *MIS Quarterly Executive* 16(1):1–17.
- Teece, D. J. (2018), “Profiting from innovation in the digital economy: Enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world”, *Research Policy* 47(8):1367–1387.

## How Does Digital Transformation Promote Enterprises Green Innovation ?

WANG Hai GUO Guanyu YIN Junya

(Zhejiang Gongshang University, Hangzhou, China)

**Abstract:** Based on the data of A-share industrial listed enterprises in Shanghai and Shenzhen markets from 2011 to 2020, this paper examines the impact of digital transformation on enterprises' green innovation. The results show that digital transformation can promote enterprises' green innovation. Mechanism analysis shows that in terms of innovation resources, digital transformation can encourage enterprises to increase their R&D and environmental investment, reduce their tax burden, and improve their financing ability. In terms of business performance, digital transformation can increase enterprises' revenue and profit, and improve their labour and total factor productivity, thereby promoting enterprises' green innovation. Heterogeneity results show that the effect of digital transformation is more pronounced in state-owned enterprises, clean enterprises, and enterprises located at the high end of green innovation distribution. The above conclusions help to understand the environmental performance of digital transformation and provide empirical evidence on how to guide enterprises to achieve green innovation and development.

**Keywords:** Digital Transformation; Green Innovation; Innovation Quality

(责任编辑:金 禾)

(校对:木 丰)