

数字赋能制造业企业绿色二元创新的机制分析

邵文武, 康学敏

(沈阳航空航天大学经济与管理学院, 沈阳 110136)

摘要: 选取 A 股上市制造业企业 2012—2021 年数据, 实证检验数字化转型对绿色二元创新的影响及机制。研究结果表明, 数字化转型促进制造业企业绿色二元创新且对绿色实质性创新的促进作用大于策略性创新。机制检验显示企业规模与社会责任均正向调节数字化转型对绿色二元创新的促进作用; 政府规制正向调节策略性创新。异质性检验显示数字化转型对轻污染企业实质性绿色创新促进作用更大; 对重污染企业策略性绿色创新促进作用更大。

关键词: 实质性绿色创新; 策略性绿色创新; 数字化转型; 政府规制

中图分类号: F276 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)08-0135-09

在中国经济快速发展与“双碳”背景下, 加快转变经济发展方式、推动产业绿色转型刻不容缓^[1]。2023 年国务院发布《新时代的中国绿色发展》白皮书提到绿色发展是要用最少资源环境代价取得最大经济社会效益的高质量、可持续的发展。作为中国经济发展支柱的制造业企业仍存在高污染、高排放、高能耗的问题, 高速发展与“双碳”目标的矛盾急需高效的解决途径。

绿色创新为制造业企业增产减排的矛盾提供了突破点。首先, 绿色创新能促进能源向低碳化转变, 推动经济发展方式转变, 减少排污带来的环境负担^[2]。其次, 绿色创新可通过升级资源利用技术, 降低生产对资源的依赖性, 提升生产效率与企业竞争力。但因动机差异, 企业会选择两种不同的绿色创新方式即绿色二元创新。一是技术要求严格、难度高的“实质性绿色创新”, 可显著增加企业价值, 通常指发明专利。二是创新水平较低的“策略性绿色创新”, 其旨在适应政策以获益, 通常指实用新型专利。研究表明策略性绿色创新虽能短暂赢得政府补助、税收减免及专利激励等益处, 但未能持续驱动经济增长, 还可能催生“专利泡沫”, 对企业长远发展构成威胁。实质性绿色创新才是改善环境与经济增长的关键^[3]。

21 世纪真正进入数字时代, 当前研究者们发现数字化技术可带来一系列推动经济发展的有利后

果, 如提高资源配置效率^[4-5]、提高企业生产率^[6]、推动区域经济高质量发展等^[7-8]。数字技术的突飞猛进驱动产业变革, 国家更加强调环境保护与经济进步的和谐共生。党的二十大强调, “促进数字经济和实体经济深度融合”“加快发展方式绿色化转型”。自 2023 年起, 中国开始在 10 个地区开展首批数字化绿色化协同转型发展的综合试点^[9]。从这些举措中可以看出在追求经济高质量增长的道路上国家十分重视数字化与绿色化协同发展。数字化转型如何促进企业绿色创新? 数字化转型对于绿色二元创新影响是否存在差异? 存在差异的原因为何? 政府规制的迫使作用、企业能力与意愿下的主动选择在不同类型的绿色创新中主导为何? 从微观视角下对以上问题的回答能够为企业制定数字化转型促进绿色创新的决策提供理论依据。同时, 可以为政府管理部门精准制定政策引导企业数字化与绿色化协同发展, 使“数字经济和实体经济深度融合”与“绿色转型”的二十大精神落地实施提供理论参考。

1 文献回顾

1.1 绿色创新的驱动因素研究

绿色创新被界定为开发和应用具备环保特性的新技术和解决方案, 其核心目标在于减少资源消耗、降低污染排放、提高能源效率, 并推动可再生能源的广泛利用。以往研究中, 对绿色创新驱动因素

收稿日期: 2024-10-22

基金项目: 辽宁省社会科学基金(L22AJY014); 沈阳市哲学社会科学项目(SY202226Y); 辽宁省科协软课题项目(LNKX2023B08); 沈阳市哲学社会科学规划基金(SY202226Y); 辽宁省教育厅项目(纵 20240233)

作者简介: 邵文武(1970—), 男, 河北衡水人, 博士, 教授, 研究方向为产业技术创新与区域发展; 通信作者康学敏(1998—), 女, 河南驻马店人, 硕士研究生, 研究方向为工商管理。

的探讨主要在政府政策、外部环境及企业内部因素三个方面。政府政策方面,研究表明政府通过制定强制性环保法规对绿色创新起到推动作用^[10-11];此外,环境管理工具的使用如排污收费制度通过增加污染成本对企业绿色创新产生“倒逼”效应^[12]、信贷约束政策帮助企业获取绿色创新资金^[13]、金融试点政策明显提高重污染企业绿色创新积极性^[14]。在外部开放环境方面研究发现,市场化与对外开放程度^[15]促进企业绿色创新。企业内部对绿色创新的驱动因素主要体现为公司规模、董事会支持程度等^[16]。政策因素与外部环境通过改变企业获取资源难易程度、企业形象、产品市场影响企业行为,驱动企业被动选择绿色创新;企业内部因素主要涉及企业能力、企业意愿等主动选择绿色创新。

1.2 数字化转型对企业绿色创新的影响研究

微观领域,数字技术如何影响企业绿色创新受到学术界高度关注。多数学者研究发现数字化转型显著促进企业绿色创新,一方面是数字技术的应用可帮助企业丰富内部资源,如降低融资约束^[17]、丰富技术资本积累^[18]、丰富知识积累^[19-20]进而推动绿色创新。另一方面,数字技术的应用显著改善信息环境^[21]并提高外部市场关注度^[22],从而激发企业绿色创新动力。李平和方健^[23]、顾海峰和高水文^[24]、王馨和王营^[25]指出,政府补贴措施以及《绿色信贷指引》相关政策正向调节数字化转型对绿色创新的影响。张泽南等^[26]分析了数字化转型对绿色二元创新的差异化影响,但未深入探讨机制边界条件;李宁娟等^[9]基于资源支撑将市场化程度与企业规模引入数字化转型对绿色二元创新的影响机制中,但忽略了政府规制及企业自身意愿的重要性。

综上所述,在绿色创新影响因素研究中,企业内、外部因素相互作用的机制较少;且已有文献涉及数字化对绿色二元创新影响机制差异性的研究较少,数字化转型在不同类型企业绿色创新中产生的差异也尚待深入研究。鉴于此,在考虑企业内外部因素条件下对数字化转型差异化影响绿色二元创新进行研究,并将政府规制、企业能力与意愿纳入机制研究中。本文的边际贡献在于:以绿色二元创新为研究主体,研究数字化转型对绿色二元创新影响机制的差异;引入政府规制、企业绿色创新能力与意愿因素,进一步完善数字化转型对绿色二元创新的影响机制;异质性检验数字化转型对于不同污染程度企业二元绿色创新影响的差异性。

2 理论分析及研究假设

2.1 数字化转型与制造业企业绿色创新

制造业企业绿色创新的独特性体现在创新目标、过程和环境上^[27]。首先制造业企业绿色创新目标除了经济效益,更致力于通过绿色创新使企业经济发展模式向可持续绿色发展转变。其次鉴于制造业产业链复杂性,绿色创新全面渗入设备升级、工艺优化等生产阶段,力保生产高效节能^[27]。最后环境方面,制造业生产涉及大量污染物排放,面临更大的环保压力。而数字技术的快速发展与应用赋予传统制造业企业绿色创新活力与机遇^[26]。在绿色创新目标上,数字技术及时获取信息并提供前沿绿色产品研发设计理念^[17],保障绿色转型与经济效益双重目标。在创新过程中,借助大数据、人工智能等工具深度整合数字技术用于生产研发,实现资源使用的智能监管与绿色生产流程最优化,有效提升投入产出效率。在创新环境上,数字化技术部署传感器和数据分析,实时监测生态环境^[17],推动数字技术与节能减排措施深度融合形成科学监测体系。综上,提出以下假设。

H1:数字化转型促进制造业企业绿色创新。

数字化时代最突出的是信息传递效率,企业数字化转型可通过信息效应促进绿色创新。①增强信息透明度。信息环境不透明导致投资方花费大量人力物力挑选优质企业^[28],而数字技术优化信息环境,降低信息不对称性。投资方利用数字手段高效筛选优质企业,并向这些企业输入绿色创新资源;政府和合作机构也可通过数字平台实时监控企业环境表现,推动企业履行环保责任。②搭建协同创新平台。大数据与交互平台的建立,如产学研合作模式^[29],促进知识与资源的高效整合配置^[20]。通过在线协作工具,跨组织快捷交流信息,加速绿色技术的研发应用。③客户参与反馈。数字技术提供企业与客户互动的途径,如社交媒体、移动应用等。企业借此了解消费者对绿色产品的需求与反馈^[30],并利用客户反馈数据调整绿色产品设计和模式,使之更具竞争性。

另外,数字化转型可通过资源效应促进企业绿色创新。①数字技术丰富资金资源。数字技术通过改善信息环境拓宽融资渠道,缓解资金约束^[1],保障高风险、长周期的实质性绿色创新项目实施^[26]。②积累高技能人才资源^[29]。当数字技术成本效益优于传统劳力时^[31],其对低技能、低创造性员工的替代效应开始显现^[2],如制造业数字化转型运用工业机器

人替代简单重复的劳动^[32]。高技能人才更容易将数字技术与绿色创新要素相结合,产生绿色创意。

相对于策略性绿色创新,实质性绿色创新需要更多的科技支撑与资源投入。而数字化转型一方面能为实质性绿色创新提供坚实的技术支撑^[17],模拟仿真与数据分析等技术逐渐成为突破技术瓶颈、引领绿色创新的核心动力^[30]。另一方面数字化转型能为实质性绿色创新提供充裕的资金与人才团队。相比之下,策略性绿色创新更聚焦于用户反馈与需求导向,而非技术深度。数字化转型对策略性绿色创新的影响主要体现在响应市场需求、增强客户参与上。综上,提出以下假设。

H2a:数字化转型促进制造业企业实质性绿色创新;

H2b:数字化转型促进制造业企业策略性绿色创新;

H2c:数字化转型对于实质性绿色创新的影响大于策略性绿色创新。

2.2 政府规制强度的调节作用

随着绿色理念的深化,政府对环保与绿色生产的关注逐渐加强,开始采取规制措施以遏制企业生产所造成的环境负面影响^[33]。“波特假说”认为较强的政府规制可以帮助企业克服惰性成为绿色创新激励因素^[3,24]。政府规制的调节作用主要体现在以下两方面:一方面政府规制的排放标准促进企业利用数字化技术强化环境监控与资源优化,从而助推绿色创新;另一方面在面临严格的环境法规压力时,企业借数字技术提升环保透明度^[34],主动采取绿色创新^[35]在满足法规要求^[36]的同时避免罚款与声誉受损。但在环境规制下,企业常聚焦于合规性要求,偏好策略性绿色创新而对实质性绿色创新效果欠佳。一是因为政府规制成本增加,资源挤占实质性创新^[12],这与新古典经济学的资源挤占理论相契合^[37-38];二是因为规制导向的“达标”心理导致创新边际贡献递减。达标后,企业创新动力减弱从而减少对高投入高风险的实质性绿色创新的投资^[39]。综上,提出以下假设。

H3a:政府规制强度不能增强数字化转型对制造业企业实质性绿色创新的影响;

H3b:政府规制强度加强数字化转型对制造业企业策略性绿色创新的影响。

2.3 企业社会责任的调节作用

企业社会责任(CSR)的核心在于强调对生态环境、消费者及社会福祉的贡献。企业社会责任对实

质性绿色创新的调节作用,从动机层面分析,高CSR企业因内在责任感驱动,既主动采取数字化转型以促进可持续发展又积极践行实质性绿色创新以应对环境挑战,双重动力促使企业资源高效配置于实质性绿色创新^[40]。从资源获取视角分析,由信号传递理论可知高CSR企业能向外界释放积极信号吸引技术人才^[40]与资本注入^[41-42],为数字化转型与绿色创新提供坚实的资源后盾。而策略性绿色创新是一种相对易满足合规性、粉饰绩效,并向利益相关者争取资源的重要路径^[43]。企业社会责任对策略性绿色创新的调节作用主要体现在需求响应上,高CSR企业通过积极响应社会与利益相关者对环境保护的诉求^[44],确立市场先发优势,实现市场与环境效益双赢^[45]。综上,提出以下假设。

H4a:企业社会责任强化数字化转型对实质性绿色创新的正面影响;

H4b:企业社会责任强化数字化转型对策略性绿色创新的正面影响。

2.4 企业规模的调节作用

根据资源基础观(RBV)核心原理,企业竞争优势根植于其资源异质性,其独特且难以模仿的资源构成其核心竞争力。而企业规模与资源持有量之间存在紧密联系。从内部资源分析,第一,大企业人才储备完善。大企业凭借其优渥的待遇与广阔的发展空间,能更有效地吸纳人才^[9],为数字化与绿色创新提供智力支持。第二,大企业具备充足的资金保障。数字化转型与绿色创新都需要高额的资金投入,充裕的资金储备与规模经济效应使大企业能从容承担高成本绿色创新^[46]。就外部资源而言,第一,大企业享有显著的行业领导地位^[47]。可以帮助其获取政府资助与政策支持,激发绿色创新动力;第二,大企业更容易与高质量创新主体进行协同创新,通过创新网络增强自身的绿色创新实力。故大规模企业因资源丰富、抗风险能力强,更倾向于将大量资源导向数字化转型与实质性绿色创新,着重于关键技术的研发。而小企业受限于研发经验、外部压力及低风险承受力,往往回避高风险实质性绿色创新活动。因此,企业规模正向调节数字化转型对绿色创新的影响,且对实质性绿色创新调节作用更大。综上,提出以下假设。

H5a:企业规模强化数字化转型对实质性绿色创新的正面影响;

H5b:企业规模强化数字化转型对策略性绿色创新的正面影响。

3 研究设计

3.1 模型设定

3.1.1 总效应模型

构建如下多元回归模型,检验数字化转型对企业绿色创新的影响。

$$\ln Gre_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 digital_{it} + \alpha_i Controls_{it} + YearFE + IndFE + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln INV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 digital_{it} + \alpha_i Controls_{it} + YearFE + IndFE + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln UM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 digital_{it} + \alpha_i Controls_{it} + YearFE + IndFE + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中: $\ln Gre$ 为总体绿色创新; $\ln INV$ 为实质性绿色创新; $\ln UM$ 为策略性绿色创新; $digital$ 为数字化转型; i 为个体企业; t 为年份; $Controls$ 为控制变量;包括资产负债率(lev)、企业年龄(age)、盈利能力(ROA)、股权集中度($concern$)、数字化基础设施水平($facilities$)、营业收入增长率($Growth$)、独立董事比例($Indep$)、托宾 Q ($Tobin Q$); $Year FE$ 为时间固定效应; $Ind FE$ 为行业固定效应; α_0 为截距项; α_1 、 α_i 为相关系数; ϵ 为随机干扰项。

3.1.2 调节效应模型

为检验政府规制、企业社会责任、企业规模的调节作用,构建以下效应检验模型:

$$\ln INV_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 digital_{it} + \sigma_2 regulate_{it} + \sigma_3 digital_{it} \times regulate_{it} + \sigma_i Controls_{it} + YearFE + IndFE + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln UM_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 digital_{it} + \sigma_2 regulate_{it} + \sigma_3 digital_{it} \times regulate_{it} + \sigma_i Controls_{it} + YearFE + IndFE + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式中: $regulate$ 为调节变量; σ_0 为截距项; σ_1 、 σ_2 、 σ_3 、 σ_i 为相关系数。

3.2 样本选择与数据来源

选取 2012—2021 年 A 股上市制造业公司数据,剔除 ST 和 *ST 企业及数据不足 5 年、指标缺失严重、企业控制变量存在异常值的样本,对连续变量做 1% 的缩尾处理。被解释变量绿色创新、实质性绿色创新、策略性绿色创新数据来自中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services, CNRDS)数据库,企业社会责任(CSR)评分数据来自和讯网 CSR 评分体系,解释变量数字化转型($digital$)与其余变量均来自国泰安数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR)。

3.3 指标构建

被解释变量:绿色创新($\ln Gre$)实质性绿色创新

($\ln INV$)与策略性创新($\ln UM$)参考张杨等^[3]、张泽南等^[26]的做法,使用绿色专利总数量加 1 取对数表示绿色创新,使用绿色发明专利数量加 1 取对数表示实质性绿色创新,使用绿色实用新型专利数量加 1 取对数表示策略性绿色创新。

解释变量:数字化转型($digital$)使用 CSMAR 合作数据库数字化转型数据($digital$)加 1 取对数衡量,该指数越高则企业数字化转型程度越大。

控制变量:将资产负债率(lev)、企业年龄(age)、股权集中度($concern$)、盈利能力(ROA)、数字化基础设施水平($facilities$)、营业收入增长率($Growth$)、独立董事比例($Indep$)、托宾 Q ($Tobin Q$)作为控制变量。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量说明及定义
数字化转型	digital	$\ln(1 + \text{数字化转型})$
绿色创新	$\ln Gre$	$\ln(1 + \text{绿色专利授权总数})$
实质性绿色创新	$\ln INV$	$\ln(1 + \text{绿色发明专利授权数})$
策略性绿色创新	$\ln UM$	$\ln(1 + \text{绿色实用新型专利授权数})$
资产负债率	lev	总资产/总负债
企业年龄	age	当前年份-成立年份
股权集中度	concern	第一大股东持股比例来表示
盈利能力	ROA	净利润/总资产余额
数字化基础设施水平	facilities	互联网宽带覆盖率、移动互联网普及率、域名与 IPv4 地址数量、5G 基站建设数量等
营业收入增长率	Growth	本年营业收入/上一年营业收入-1
独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事人数
托宾 Q	Tobin Q	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产

4 实证分析

4.1 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。样本量为 9 260 个,绿色创新($\ln Gre$)平均值为 0.497,最小值为 0,最大值为 3.664。实质性绿色创新($\ln INV$)平均值为 0.239,最小值为 0,最大值为 3.045。策略性绿色创新($\ln UM$)平均值为 0.364,最小值为 0,最大值为 3.219,说明制造业企业实质性绿色创新与策略性绿色创新能力都相差甚大。实质性绿色创新与策略性绿色创新相比平均值更小,说明制造业企业采取策略性绿色创新更多。数字化转型($digital$)平均值为 3.568,最小值为 3.153,最大值为 4.158,总体相差较小,说明制造业企业整体对于企业数字化转型较为重视,基本都进行了数字化转型。

4.2 基本回归

回归结果如表 3 所示,列(1)、列(4)和列(7)只

有时间固定效应,列(2)、列(5)和列(8)只有行业固定效应,列(3)、列(6)和列(9)同时采用时间与行业固定效应。由结果可知数字化转型对制造业企业绿色创新、实质性绿色创新与策略性绿色创新均有显著促进作用,H1、H2a、H2b 得到检验。且在模型(2)和模型(3)的双向固定效应下,数字化转型对制造业企业实质性绿色创新的影响大于策略性绿色创新,H2c 得到检验。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	p50	标准差	最小值	最大值
lnGre	9 260	0.497	0.000	0.858	0.000	3.664
lnINV	9 260	0.239	0.000	0.584	0.000	3.045
lnUM	9 260	0.364	0.000	0.721	0.000	3.219
digital	9 260	3.591	3.574	0.273	3.159	4.171
CSR	9 260	23.174	21.010	15.267	-2.820	75.510
Size	9 260	22.301	22.169	1.151	20.141	25.765
regulation	9 260	0.002	0.002	0.001	0.000	0.006
Lev	9 260	0.407	0.404	0.187	0.054	0.841
Age	9 260	17.956	17.750	5.520	5.170	32.500
ROA	9 260	0.043	0.040	0.061	-0.200	0.221
concern	9 260	33.300	31.291	14.142	8.716	71.557
facilities	9 260	7.297	7.443	0.725	5.230	8.266
Growth	9 260	0.153	0.104	0.328	-0.442	1.900
Indep	9 260	0.375	0.333	0.053	0.333	0.571
Tobin Q	9 260	2.043	1.665	1.185	0.873	7.534

4.3 稳健性检验

4.3.1 描述替换被解释变量

绿色专利申请数量与绿色专利授权数量存在区别又高度相关,故将被解释变量绿色专利(lnGre)、绿色发明专利(lnINV)与实用新型专利(lnUM)授权数量替换为绿色专利(lngre)、绿色发明专利(lninv)与实用新型专利(lnum)申请数量^[1]进行回归检验。如表 4 所示,数字化转型对替换过的被解释变量影响仍显著为正,且数字化转型对实质性绿色创新的促进作用仍比策略性绿色创新大,说明数字化转型对于制造业企业绿色创新的影响结果是稳健的。

4.3.2 工具变量法

参考黄群慧等^[8]的做法,构造各城市 1984 年每百人固定电话数量与上一年全国互联网用户数交互项的对数^[48],作为数字化转型的工具变量(IV)。

表 4 替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)
	Lngre	Lninv	Lnum
digital	0.608*** (12.155)	0.636*** (14.292)	0.274*** (7.205)
Controls/Year/Ind	Yes	Yes	Yes
观测值	9 260	9 260	9 260
R ²	0.184	0.165	0.154

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 *t* 值。

表 3 基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnGre	lnGre	lnGre	lnINV	lnINV	lnINV	lnUM	lnUM	lnUM
digital	0.790*** (23.463)	0.488*** (11.304)	0.499*** (11.181)	0.464*** (18.172)	0.389*** (12.604)	0.402*** (12.586)	0.602*** (21.409)	0.315*** (8.583)	0.318*** (8.401)
Lev	1.044*** (20.612)	0.941*** (18.632)	0.933*** (18.475)	0.584*** (16.383)	0.519*** (14.541)	0.518*** (14.526)	0.852*** (19.899)	0.776*** (18.314)	0.768*** (18.101)
Age	-0.006*** (-3.460)	-0.007*** (-4.194)	-0.006*** (-3.472)	-0.002 (-1.390)	-0.002** (-2.175)	-0.002 (-1.534)	-0.005*** (-3.380)	-0.006*** (-4.160)	-0.005*** (-3.512)
ROA	1.578*** (10.275)	1.715*** (11.392)	1.746*** (11.526)	0.851*** (8.175)	0.841*** (8.225)	0.863*** (8.370)	1.299*** (10.010)	1.412*** (11.089)	1.436*** (11.229)
concern	0.002** (2.289)	0.001* (1.838)	0.001* (1.836)	0.001 (1.305)	0.000 (0.999)	0.000 (0.998)	0.001*** (2.614)	0.001* (1.749)	0.001* (1.743)
facilities	0.046*** (3.707)	0.035*** (3.028)	0.040*** (3.155)	0.003 (0.307)	-0.001 (-0.067)	0.003 (0.300)	0.039*** (3.832)	0.030*** (3.049)	0.033*** (3.103)
Growth	-0.128*** (-4.872)	-0.130*** (-5.109)	-0.151*** (-5.856)	-0.074*** (-4.159)	-0.063*** (-3.606)	-0.083*** (-4.690)	-0.102*** (-4.652)	-0.104*** (-4.916)	-0.115*** (-5.342)
Indep	0.033 (0.205)	0.174 (1.091)	0.180 (1.125)	0.295** (2.502)	0.363*** (3.039)	0.368*** (3.083)	-0.116 (-0.863)	0.014 (0.106)	0.017 (0.130)
Tobin Q	-0.073*** (-10.870)	-0.056*** (-9.099)	-0.067*** (-9.902)	-0.041*** (-8.762)	-0.032*** (-7.582)	-0.039*** (-8.219)	-0.061*** (-10.916)	-0.046*** (-8.958)	-0.055*** (-9.622)
Year	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
Ind	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
观测值	9 260	9 260	9 260	9 260	9 260	9 260	9 260	9 260	9 260
调整后 R ²	0.124	0.169	0.172	0.088	0.112	0.116	0.110	0.155	0.157

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 *t* 值。

对 IV 进行弱工具变量检验, Cragg-Donald Wald F statistic 与 Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 均大于 10% 的临界值, 故拒绝原假设为强工具变量。不可识别检验结果显示 Kleibergen-Paap rk LM statistic 的 P 小于 0.1, 表明工具变量拒绝不可识别假设。如表 5 列(1)所示, 工具变量与数字化转型显著相关, 二阶段回归结果显示缓解内生问题后, 数字化转型仍显著促进制造业企业实质性绿色创新与策略性绿色创新。

4.4 调节效应检验

4.4.1 政府规制

参考刘荣增和何春^[49]的做法, 用工业污染治理完成投资额/工业增加值衡量政府环境规制程度 (regulation)。结果显示表 6 列(1)对应模型(4), 数字化转型与政府规制程度交互项系数不显著, 即政府规制对数字化转型影响实质性绿色创新不存在显著调节作用, H3a 得到检验。列(2)对应模型(5), 数字化转型与政府规制程度交互项系数显著为正, 说明政府规制程度显著增强数字化转型对策

略性绿色创新的促进作用, H3b 得到检验, 且策略性绿色创新的交互项系数远大于实质性绿色创新, 进一步验证强政府规制下多数企业会选择进行策略性绿色创新以避免处罚及声誉压力。

4.4.2 企业社会责任

采用和讯网 CSR 评分衡量^[24]企业社会责任 (CSR) 履行情况, 该评分越高表明企业社会责任履行度越高。表 6 列(3)对应模型(4), 数字化转型与 CSR 的交互项系数显著为正, 即 CSR 强化数字化转型对实质性绿色创新的促进作用, H4a 得到检验。列(4)对应模型(5), 数字化转型与 CSR 交互项系数显著为正, 说明 CSR 显著增强数字化转型对策略性绿色创新的促进作用, H4b 得到检验, 且策略性绿色创新的交互项系数大于实质性绿色创新, 说明企业社会责任对策略性绿色创新的调节作用更强。其原因可能是实质性绿色创新研发周期长、失败率高。策略性绿色创新成果获得快, 在短期内对企业市场地位和品牌价值产生影响, 对企业社会责任形成正向反馈。

表 5 工具变量法

变量	第一阶段		第二阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	digital	lnGre	lnINV	lnUM	
IV	0.004*** (6.901)				
digital		2.347*** (6.363)	2.155*** (5.259)	2.831*** (5.569)	
Controls/Year/Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	
观测值	9 260	9 260	9 260	9 260	
Kleibergen-Paap rk LM statistic	46.956				
Cragg-Donald Wald F statistic	49.940				
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	47.616				

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

表 6 调节效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnINV	lnUM	lnINV	lnUM	lnINV	lnUM
digital	0.399*** (12.513)	0.322*** (8.483)	0.390*** (12.306)	0.302*** (8.025)	0.256*** (8.950)	0.170*** (4.755)
regulation \times digital	3.120 (0.151)	66.228*** (2.822)				
CSR \times digital			0.007*** (4.332)	0.010*** (5.187)		
size \times digital					0.337*** (13.630)	0.278*** (10.744)
Controls/Year/Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	9 260	9 260	9 260	9 260	9 260	9 260
R^2	0.116	0.158	0.123	0.166	0.210	0.213

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

4.4.3 企业规模

企业规模(size)参考李宁娟等^[9]的做法,使用年末总资产自然对数来衡量。结果显示表6列(5)对应模型(4),数字化转型与企业规模的交互项系数显著为正,即企业规模强化数字化转型对实质性绿色创新的促进作用,H5a得到检验。列(6)对应模型(5),数字化转型与企业规模交互项系数显著为正,说明企业规模增强数字化转型对策略性绿色创新的促进作用,H5b得到检验,且实质性绿色创新的交互项系数大于策略性绿色创新,说明企业规模对于实质性绿色创新的调节作用更强。

4.5 污染程度异质性检验

污染程度不同的企业面临的环境规制程度不同,选择的绿色创新方式也存在差异,故有必要检验不同污染程度企业数字化转型对绿色创新的影响^[24]。按照环境保护部2008年制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将煤炭等16个行业归为重污染行业,其他归为轻污染行业,重新进行回归。将重污染与轻污染进行组间差异系数检验,由Chow Test结果知,通过组间差异检验。如表7列(1)和列(2)所示,数字化转型对实质性绿色创新的促进作用在轻污染企业更显著。由列(3)和列(4)可知数字化转型对策略性绿色创新的促进作用也在轻污染企业更显著。其原因可能是重污染企业重点在于治理污染而非进行绿色创新。列(1)和列(3)显示数字化转型对重污染企业策略性绿色创新促进作用更显著。由列(2)和列(4)可看出数字化转型对轻污染企业实质性创新的促进作用更显著,其原因可能是重污染企业面临更强的政府规制及环境压力进而偏好进行成果快的策略性绿色创新。而轻污染企业可以将更多的精力和资源直接投入实质性绿色创新上而非基于环境压力选择策略性绿色创新。

表7 污染程度异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	重	轻	重	轻
	lnINV	lnINV	lnUM	lnUM
digital	0.167*** (3.794)	0.489*** (12.017)	0.194*** (4.139)	0.367*** (7.417)
Controls/Year/Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3 406	5 854	3 406	5 854
调整后R ²	0.089	0.117	0.134	0.136
Chow Test	4.05		5.26	
P	0.000		0.000	

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

5 结论与建议

5.1 结论

(1)经实证检验,数字化转型对制造业企业绿色二元创新存在显著促进作用,该结论通过了稳健性检验。且相较于策略性绿色创新,数字化转型对实质性绿色创新的促进作用更大。

(2)企业规模与企业社会责任在数字化转型促进制造业企业实质性绿色创新时起到了正向调节作用,且企业规模的调节作用更大。企业规模、企业社会责任及政府规制程度在数字化转型促进制造业企业策略性绿色创新起到正向调节作用,且政府规制程度调节作用最大。

(3)经异质性检验得出数字化转型对绿色二元创新的影响会因制造业企业污染程度而存在差异。在轻污染企业中数字化转型对实质性绿色创新的促进作用更大;而在重污染企业中数字化转型对于策略性绿色的促进作用更大。

5.2 建议

基于以上结论,提出以下建议。

从政府层面:①加强政策引导与激励。重视数字化转型对绿色创新的促进作用,出台更多针对制造业企业数字化转型的激励政策,同时增强对实质性绿色创新的扶持力度,如提供研发补贴、低息贷款等优惠政策。②构建数字化协同创新平台。助力搭建跨行业、跨领域的数字化转型与绿色创新平台,促进信息共享、技术交流与研发合作。③根据企业污染程度实施差异化监管。对重污染企业制定严格环保标准的同时提供技术资金支持,鼓励其通过数字化转型提升绿色创新能力,逐步由策略性绿色创新转向实质性绿色创新。对轻污染企业则侧重于激励其发挥技术优势,深化实质性绿色创新。

从企业层面来看:①加大数字化转型投资,注重实质性绿色创新。将数字化转型视为提升绿色创新能力的战略重点,特别是在实质性创新领域。投资大数据、人工智能等技术,以实现资源高效利用和生产过程的环境友好。②强化企业社会责任与规模效应。大企业充分利用规模优势,加大在绿色供应链管理、节能减排等方面的投入,同时公开展示绿色创新成果,增强品牌形象。中小企业可通过加入行业协会等方式,共享资源,协同推进绿色转型。③根据自身特点针对性制定绿色转型战略。轻污染企业侧重于通过数字化手段深化产品设计、制造过程的绿色化,提高资源利用效率;而重污染

企业则需先通过数字化转型优化生产流程,减少污染排放,随后逐步提升向实质性绿色创新转化。

参考文献

- [1] 靳毓, 文雯, 何茵. 数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司的经验证据[J]. 财贸研究, 2022, 33(7): 69-83.
- [2] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗? ——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南方经济, 2023(2): 146-162.
- [3] 张杨, 袁宝龙, 郑晶晶, 等. 策略性回应还是实质性响应? 碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J]. 南开管理评论, 2024, 27(3): 129-140.
- [4] 何帆, 刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革, 2019(4): 137-148.
- [5] BRIEL V, PER F D, JAN R. Digital Technologies as external enablers of new venture creation in the IT hardware sector[J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2018, 42(1): 47-69.
- [6] 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(7): 114-129.
- [7] 赵涛. 数字化背景下税收征管国际发展趋势研究[J]. 经济研究参考, 2020(12): 112-120.
- [8] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
- [9] 李宁娟, 彭其, 舒成利. 企业数字化转型与绿色创新差异化[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(10): 97-112.
- [10] 李怡娜, 叶飞. 制度压力、绿色环保创新实践与企业绩效关系——基于新制度主义理论和生态现代化理论视角[J]. 科学学研究, 2011, 29(12): 1884-1894.
- [11] 杨东. 互联网金融的法律规制——基于信息工具的视角[J]. 中国社会科学, 2015(4): 107-126.
- [12] 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.
- [13] 翟华云, 刘易斯. 数字金融发展、融资约束与企业绿色创新关系研究[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(17): 116-124.
- [14] 祁怀锦, 刘斯琴. 绿色金融政策促进企业绿色创新吗——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 当代财经, 2023(3): 94-105.
- [15] 成琼文, 贺显祥, 李宝生. 绿色技术创新效率及其影响因素——基于我国 35 个工业行业的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2020, 26(2): 97-107.
- [16] 王锋正, 陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. 科学学研究, 2018, 36(2): 361-369.
- [17] 祁怀锦, 刘斯琴. 企业数字化发展对绿色创新的影响及其作用机理[J]. 当代经济科学, 2023, 45(4): 72-83.
- [18] 孟猛猛, 谈婧, 王袁清, 等. 企业数字化转型对绿色创新的影响研究[J]. 技术经济, 2023, 42(2): 42-52.
- [19] 王锋正, 刘向龙, 张蕾, 等. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗? [J]. 科学学研究, 2022, 40(2): 332-344.
- [20] 宋德勇, 朱文博, 丁海. 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[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.
- [21] 刘畅, 潘慧峰, 李珮, 等. 数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J]. 中国软科学, 2023(4): 121-129.
- [22] 李金昌, 连港慧, 徐嵩婷. “双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 27-49.
- [23] 李平, 方健. 环境规制、数字经济与企业绿色创新[J]. 统计与决策, 2023, 39(5): 158-163.
- [24] 顾海峰, 高水文. 数字金融发展对企业绿色创新的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(11): 77-93.
- [25] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
- [26] 张泽南, 钱欣钰, 曹新伟. 企业数字化转型的绿色创新效应研究: 实质性创新还是策略性创新? [J]. 产业经济研究, 2023(1): 86-100.
- [27] 王旭, 褚旭. 中国制造业绿色技术创新与融资契约选择[J]. 科学学研究, 2019, 37(2): 351-361.
- [28] 杨天山, 袁功林, 武可栋. 企业数字化转型能否促进绿色创新效率提升? [J]. 企业经济, 2023(10): 17-28.
- [29] 吕德胜, 王珏, 唐青青. 数字经济实现了绿色创新“增量提质”吗——基于异质环境关注视角[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(5): 55-68.
- [30] 杜爽, 曹效喜. 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[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2023, 23(4): 56-71.
- [31] 朱喜安, 马樱格. 数字化转型如何推动企业人力资本结构升级[J]. 经济管理, 2024, 46(2): 51-74.
- [32] 郭金花, 朱承亮. 数字化转型、人力资本结构调整与制造企业价值链升级[J]. 经济管理, 2024, 46(1): 47-67.
- [33] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 147-160.
- [34] 刘海曼, 龙建成, 申尊焕. 数字化转型对企业绿色创新的影响研究[J]. 科研管理, 2023, 44(10): 22-34.
- [35] 伊志宏, 陈欣, 田柳. 公众环境关注对企业绿色创新的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(7): 32-48.
- [36] TODOROVA G, DURISIN B. Absorptive capacity: valuing are conceptualization[J]. Academy of Management Review, 2007, 32(3): 774-786.
- [37] PETRONI G, BIGLIARDI B, GALATI F. Rethinking the porter hypothesis: the underappreciated importance of value appropriation and pollution intensity[J]. Review of Policy Research, 2019, 36(1): 121-140.
- [38] PALMER K W, OATES E, PORTNEY P R. Tightening environmental standards: the benefit-cost or the no-cost paradigm? [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 119-132.

- [39] 曾萍,肖静,俞芹,等. 异质性环境规制对企业差异化绿色创新行为的影响——知识搜寻的中介作用[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(13): 1-11.
- [40] 冉戎,董迪,胡轩,等. 抑制或促进:企业社会责任与绿色创新绩效[J]. 科研管理, 2023, 44(6): 95-106.
- [41] 赵胜民,于星慧. 企业社会责任对企业创新的影响研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. 科研管理, 2023, 44(4): 144-153.
- [42] 王彦东,王雅琦. 企业 ESG 表现、风险承担与绿色技术创新[J]. 会计之友, 2023(10): 94-102.
- [43] 高展军,李颖. 企业社会责任解耦对实质性创新的影响[J]. 科技管理研究, 2024, 44(4): 194-204.
- [44] 马燕,李思颖,黄志雄. 社会责任履行和高管薪酬激励与企业绿色创新相关性研究[J]. 绿色科技, 2023, 25(15): 227-232.
- [45] 贾宁,张志超. 实质性创新还是策略性创新? ——绿色金融改革创新试验区的企业绿色创新效应[J]. 河北经贸大学学报, 2024, 45(1): 70-82.
- [46] 钟廷勇,许超亚,李江娜. 产业政策、市场竞争与企业创新策略选择[J]. 江海学刊, 2021(2): 105-112.
- [47] 赵珊珊,王素荣,陈晓晨. 高管学术经历、企业异质性与企业创新[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2019, 39(5): 73-89.
- [48] NUNN N, QIAN N. U. S. food aid and civil conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [49] 刘荣增,何春. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. 中国软科学, 2021(8): 41-52.

Analysis of the Mechanism of Digital Empowering Green “Dual-element” Innovation in Manufacturing Enterprises

SHAO Wenwu, KANG Xuemin

(School of Economics and Management, Shenyang Aerospace University, Shenyang 110136, China)

Abstract: The data of A-share listed manufacturing enterprises from 2012 to 2021 were selected to empirically test the impact and mechanism of digital transformation on green ambidextrous innovation. The results show that digital transformation promotes green ambidextrous innovation of manufacturing enterprises, and its promotion effect on green substantive innovation is greater than that of strategic innovation. The mechanism test shows that the scale and social responsibility of enterprises positively regulate the role of digital transformation in promoting green ambidextrous innovation. The government regulation is positively adjusting strategic innovation. The heterogeneity test shows that digital transformation plays a greater role in promoting the substantive green innovation of light polluting enterprises. It plays a greater role in promoting strategic green innovation of heavily polluting enterprises.

Keywords: substantive green innovation; strategic green innovation; digital transformation; government regulation