

企业应用

数字化转型与企业持续绿色创新

王 璇

(桂林理工大学商学院, 广西 桂林 541004)

摘要: 选取 2009—2021 年中国 A 股上市公司为研究样本,探讨数字化转型对企业持续绿色创新的影响。研究发现,数字化转型显著促进了企业持续绿色创新投入和产出,并且这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析结果表明,数字化转型对企业持续绿色创新的促进作用因企业产权性质和行业类型而异。进一步分析信息不对称和投资者关注度在这一关系中的作用,发现信息不对称在数字化转型影响企业持续绿色创新中起部分中介作用,而投资者关注度则起调节作用。

关键词: 数字化转型; 持续绿色创新; 信息不对称; 投资者关注度

中图分类号: F273.1; F49; X322 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)03-0183-07

随着环境污染、资源约束趋紧等问题日益凸显,绿色低碳循环发展成为全球共识。党的二十大报告强调,要加快发展方式绿色转型。区别于传统创新,绿色创新旨在通过新技术、新工艺等手段,提高资源利用效率,减少污染和资源消耗^[1],促进经济社会环境的可持续发展。得益于人工智能、云计算、5G 等新一代信息技术的飞速发展,数字化转型逐渐成为企业提升竞争力、加速绿色转型的关键因素。《“十四五”工业绿色发展规划》指出,要以数字化转型驱动企业生产方式变革,推动数字化、智能化、绿色化融合发展。数字化转型是建立在数字化基础上,对企业业务流程、组织架构、商业模式^[2]等进行全方位、系统化的变革与重塑。自动化、智能化设备的引入有助于企业优化生产流程、降低人工成本、提高生产效率;借助大数据等数字技术,企业深入挖掘内部信息,提高决策效率。同时,数字化转型可以优化企业组织架构,加速跨部门的资源共享和信息流动,提升整体协作效率。基于对海量数据的收集与分析,数字化转型有利于发掘潜在的市场机会和商业模式,为客户提供个性化的产品和服务,提升企业竞争力。探讨数字化转型能否驱动企业持续绿色创新,对于推动实现“双碳”目标和可持续发展具有重要现实意义。

1 文献综述

与本文密切相关的研究围绕数字化转型与绿

色创新展开。多数学者肯定数字化转型对企业绿色创新的促进作用。数字化转型能够集聚创新要素、降低交易成本、激发绿色创新需求,促进绿色创新增量提质^[3]。刘畅等^[4]指出,媒体监督与虚拟仿真技术是数字化转型提升企业绿色创新效率的两个途径。张泽南等^[5]分析了数字化转型细分维度对策略性与实质性创新的不同影响。马文甲等^[6]基于三元共治视角分析了数字化转型对绿色创新模式的选择。从作用机制看,数字化转型能够重塑企业管理模式,提高知识吸收能力^[7],加大创新资源投入^[8],优化资源配置^[9],提升企业绿色创新能力。数字化技术的应用能够降低信息不对称程度^[10],这有利于缓解企业融资约束^[11],提升内部控制能力^[12],并加强外部市场关注度^[13],进而促进企业绿色创新。但也有研究指出,由于企业资源有限,数字化转型过程中需要的大量资源投入会对绿色创新活动产生挤出效应^[14]。当企业自身资源、管理能力与数字化转型战略不相匹配时,数字化转型可能会对企业创新活动产生负面影响^[15-16]。王锋正等^[17]发现,技术整合能力正向调节了数字化转型对企业绿色技术创新的倒“U”型影响。敬莉和宁雄伟^[18]则从成本效应、信息效应和资源效应视角分析了数字化转型对企业绿色创新的非线性影响。

梳理相关文献可知,已有关于数字化转型对企业绿色创新的影响研究尚未形成一致结论,且鲜有

收稿日期: 2024-09-05

作者简介: 王璇(1999—),女,河南南阳人,硕士研究生,研究方向为产业经济学、国际经济学。

文章从持续性角度探讨二者的关系。数字化转型能否促进企业持续进行绿色创新?其中的影响渠道有哪些?二者之间的影响是否因企业类型而异?基于此,本文以2009—2021年中国A股上市公司为研究样本,实证考察数字化转型对企业持续绿色创新的影响,进一步分析信息不对称和投资者关注度在其中的作用,以期数字化转型驱动企业绿色可持续发展提供一定的借鉴。

2 理论分析与假设提出

2.1 数字化转型与企业持续绿色创新

数字化转型有助于提高生产效率、降低运营成本、加强技术和知识共享,进而促进企业持续进行绿色创新。①人工智能等数字技术的应用有助于实现企业生产过程的自动化和智能化,减少人工成本,提高生产效率。智能能源管理系统能够实时监测生产设备的能耗情况,这有利于优化生产要素配置^[19],提高能源利用效率,并减少对环境的影响,推动企业绿色发展。虚拟仿真技术的应用有助于降低企业研发成本和资源消耗,缩短研发周期,提高绿色创新效率^[4]。②数字化转型会增加对数字化人才的需求,这有利于优化人力资本,加强各部门间的协作交流,增强知识吸收能力^[7],促进企业持续性绿色创新。③基于对海量数据的收集与分析,有利于发掘潜在的市场机会和商业模式,提升绿色创新决策的科学性。同时,随着公众环保意识的普遍提升,企业更加积极主动进行绿色创新活动,为客户提供个性化的绿色产品和服务,有助于增强企业竞争力,推动企业可持续发展。

2.2 信息不对称程度的中介作用

数字化转型有助于缓解信息不对称程度,进而促进企业持续性绿色创新。企业内外部的信息不对称可能会加大绿色创新项目的评估与决策难度,加剧融资约束,阻碍各部门间的沟通与协作,从而抑制绿色创新投入和产出。数字技术的应用有助于企业深入挖掘内部信息,降低企业信息获取成本,提高信息透明度^[20-21],加强利益相关者对企业的监督^[22],减少因信息不对称导致的决策风险。同时,数字化转型使得供应链各环节的信息更加透明,这有利于加强供应链上下游企业间的协同与合作,推动绿色供应链管理。基于对海量数据的分析,帮助企业更好把握市场动态和客户需求,从而有针对性地开发绿色产品,更加准确评估绿色创新项目的风险和收益,并加速绿色创新成果的转化和应用。

2.3 投资者关注度的调节作用

投资者关注度正向调节数字化转型程度对企业持续绿色创新的促进作用。首先,数字化转型重构业务流程、提升运营效率、降低人工成本,帮助企业发现新的业务模式和增长点,有助于增强企业竞争力、提升企业盈利能力,吸引投资者关注,并吸引更多资本流入,助力企业进行数字化转型,进一步促进企业持续绿色创新。其次,数字化转型能够降低企业内外部间的信息不对称程度,投资者关注度可以加强企业外部监督^[23],促使其加速数字化转型进程,更加积极主动进行绿色创新投入和产出,以实现产品研发、生产与销售全过程的绿色化,推动企业可持续发展。基于以上分析,提出如下假设。

H1:数字化转型能够促进企业持续进行绿色创新投入和产出;

H2:数字化转型通过降低信息不对称程度对持续绿色创新产生积极影响;

H3:投资者关注度调节数字化转型对持续绿色创新的影响。

3 研究设计

3.1 模型设定

为检验数字化转型对企业持续绿色创新投入和产出的影响,构建基准回归模型如下:

$$\ln \text{Cin}_{s,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Da}_{s,i,t} + \alpha_2 \text{Controls}_{s,i,t} + \lambda_s + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{s,i,t} \quad (1)$$

$$\ln \text{Cpt}_{s,i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Da}_{s,i,t} + \beta_2 \text{Controls}_{s,i,t} + \lambda_s + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{s,i,t} \quad (2)$$

式中: s, i, t 分别表示企业、行业和年份; $\ln \text{Cin}$ 、 $\ln \text{Cpt}$ 分别表示企业绿色创新投入和绿色创新产出的持续性; $\ln \text{Da}$ 为企业数字化转型程度; Controls 为一系列控制变量; λ_s, μ_i, ν_t 分别表示个体、行业和年份固定效应; ϵ 为随机误差项; α_0, β_0 为常数项; $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2$ 为回归系数。根据本文假设,预期估计系数 α_1, β_1 均大于0,即数字化转型能够促进企业持续进行绿色创新投入和产出。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量:企业持续绿色创新

参考文献^[24-25],以绿色创新投入和绿色创新产出的前后期对比衡量企业绿色创新的持续性。投入方面,由于上市公司绿色投入数据无法获取,使用企业研发投入近似替代绿色创新投入。产出方面,由于专利授权往往要经历较长周期,不能反映企业当期的创新成果,选取绿色专利申请总量作为绿色创新产出的代理变量。具体计算公式如下:

$$Cin_t = \frac{Ri_t + Ri_{t-1}}{Ri_{t-1} + Ri_{t-2}}(Ri_t + Ri_{t-1}) \quad (3)$$

$$Cpt_t = \frac{Gp_t + Gp_{t-1}}{Gp_{t-1} + Gp_{t-2}}(Gp_t + Gp_{t-1}) \quad (4)$$

式中:Ri 为研发投入;Gp 为绿色专利申请总量。以 Cin 和 Cpt 加 1 的对数值分别表示企业绿色创新投入和产出的持续性。

3.2.2 核心解释变量:数字化转型(lnDa)

借鉴吴非等^[20]的做法,构建数字化转型特征词图谱,利用 Python 软件对上市公司年报进行文本分析,提取与数字化相关的特征词出现的频数并加总。以上述得到的总词频数加一的对数值衡量企业数字化转型程度。

3.2.3 控制变量

为了尽可能减少遗漏变量带来的偏误,本文从企业特征、经营能力和治理结构等方面选取了企业规模(Size)、产权性质(Soe)、资产收益率(Roa)、是否两职合一(Cdum)、股权制衡度(Balance)等变量作为控制变量。变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	符号	变量名称	度量方法
被解释变量	lnCin	企业持续绿色创新	绿色创新投入持续性
	lnCpt	企业持续绿色创新	绿色创新产出持续性
解释变量	lnDa	数字化转型	数字化转型相关词频总数加 1 的对数值
控制变量	Age	企业年龄	企业成立年限的自然对数
	Size	企业规模	总资产的对数值
	Soe	产权性质	国有企业赋值为 1,其他为 0
	Lev	资产负债率	负债总额/资产总计
	Roa	资产收益率	净利润/资产总计
	Cdum	两职合一	董事长兼任总经理赋值为 1,其他为 0
	Board	董事会规模	董事会总人数
	Indir	独立董事比例	独立董事人数/董事会总人数
	Balance	股权制衡度	第 2~5 大股东持股比例/第 1 大股东持股比例
中介变量	Asy	信息不对称程度	以股票流动性指标反映信息不对称程度
调节变量	Focus	投资者关注度	百度搜索指数年度中位数的对数值

3.3 数据来源

以 2009—2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本。其中绿色创新产出数据来自国家知识产权局,绿色创新投入及控制变量相关数据来自国泰安数据库。对数据做如下处理:剔除观测值不满 3 年以

及上市不满 3 年的公司;剔除金融类上市公司;同时将被标记过 ST 或 *ST 的公司的全部年份数据剔除。为排除异常值的影响,对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理,最终得到 1 913 家企业共 12 725 个样本。变量描述性统计见表 2。

4 实证分析

4.1 基准回归

基准回归结果见表 3。表 3 中列(1)、列(3)只加入核心解释变量,列(2)、列(4)加入全部控制变

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
lnCin	12 725	5.212	1.486	1.354	9.310
lnCpt	12 725	0.727	1.270	0.000	5.076
lnDa	12 725	1.541	1.458	0.000	5.308
Age	12 725	11.910	6.424	3.000	27.000
Size	12 725	22.450	1.232	20.140	26.320
Soe	12 725	0.378	0.485	0.000	1.000
Lev	12 725	0.427	0.190	0.067	0.863
Roa	12 725	0.033	0.066	-0.300	0.197
Cdum	12 725	0.249	0.432	0.000	1.000
Board	12 725	8.578	1.605	5.000	14.000
Indir	12 725	37.490	5.385	33.330	57.140
Balance	12 725	0.704	0.574	0.034	2.642
Asy	12 725	-0.344	0.452	-2.037	0.386
Focus	12 477	6.836	0.664	5.384	8.778

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCin	lnCin	lnCpt	lnCpt
lnDa	0.085*** (7.73)	0.024** (2.38)	0.038*** (3.45)	0.031*** (2.77)
Age		0.009 (0.17)		0.030 (0.42)
Size		0.793*** (30.89)		0.104*** (4.14)
Soe		-0.005 (-0.13)		0.034 (0.56)
Lev		-0.209*** (-2.64)		0.005 (0.06)
Roa		0.482*** (4.17)		0.073 (0.57)
Cdum		-0.024 (-1.20)		-0.025 (-0.99)
Board		0.025*** (2.65)		-0.017 (-1.60)
Indir		-0.001 (-0.29)		-0.002 (-0.74)
Balance		0.095*** (4.06)		0.009 (0.33)
常数项	5.081*** (281.68)	-12.917*** (-14.72)	0.667*** (36.68)	-1.819* (-1.79)
Id/Year/Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	12 721	12 721	12 721	12 721
R ²	0.861	0.886	0.740	0.741

注:括号内为稳健的 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

量。结果表明,数字化转型能够促进企业绿色创新投入和绿色创新产出的持续性,这一促进效应在至少 5%的水平上显著,假设 H1 得以验证。具体而言,数字化转型程度每提升 1 个单位,平均引起企业绿色创新投入持续性增加 2.4%、创新投入产出持续性增加 3.1%。从投入角度,数字技术的应用有助于企业提高生产效率、降低运营成本,提高信息透明度、缓解融资约束,推动企业持续开展绿色创新活动。从产出角度,基于对海量数据的分析,企业能够更好把握市场需求,降低绿色创新决策失误风险。同时,数字化转型能够加强各部门交流合作,优化资源配置,缩短研发周期,促进企业绿色创新产出持续增加。

4.2 稳健性检验

4.2.1 滞后一期

考虑到数字化转型与企业持续绿色创新之间可能存在反向因果关系,将解释变量滞后一期,重新进行回归,结果见表 4 列(1)、列(2)。滞后一期数字化转型对持续绿色创新投入和产出的估计系数分别为 0.020 和 0.026,均通过 5%水平的显著性检验,与基准回归结果一致。

4.2.2 替换变量

为进一步确保回归结果的稳健性,借鉴赵宸宇等^[26]、袁淳等^[27]的做法,重新测度数字化转型程度,回归结果见表 4 列(3)~列(6)。参考赵宸宇等^[26]构造的数字化转型程度对绿色创新投入和产出持续性的影响分别为 0.058 和 0.040,均通过 1%水平的显著性检验,这一结果略高于基准回归结果的估计系数。利用袁淳等^[27]构造的数字化转型程

度对企业绿色创新投入和产出持续性的影响系数分别为 0.028 和 0.025,该结果与基准回归结果较为接近。基准回归结果具有稳健性。

4.3 异质性分析

4.3.1 产权性质

国有企业和非国有企业在产权结构、行业特点、政策支持等方面具有明显差异。数字化转型对不同产权性质企业的绿色创新投入持续性是否产生不同的影响?本文构造产权性质虚拟变量,国有企业赋值为 1,否则赋值为 0,分组进行回归,结果见表 5 列(1)~列(4)。对国有企业而言,数字化转型对企业持续绿色创新投入和产出的促进作用通过至少 5%水平的显著性检验。相较之下,数字化转型对非国有企业持续性绿色创新的促进作用并不明显。与非国有企业相比,国有企业通常拥有更大的规模和更丰富的资源,更易得到政策支持,承担更多的社会责任,其对绿色创新的需求更为迫切,会更加积极参与绿色创新活动。

4.3.2 行业类型

为检验数字化转型程度对不同行业类型的企业绿色创新持续性的影响,将样本分为重污染企业 and 非重污染企业,分组进行回归。由表 5 列(5)~列(8)可知,对于非重污染企业,数字化转型程度每增加 1 个单位,其研发投入增加 3.3%、绿色专利产出增加 2.6%,且通过至少 10%水平的显著性检验。数字化转型对重污染企业绿色创新投入持续性的影响并不显著。可能的原因是,重污染企业面临更为严格的环保政策和监管要求,需要在绿色技术、节能减排、废物回收等方面投入大量资金,其在绿

表 4 稳健性检验结果

变量	滞后一期		替换变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnCin	lnCpt	lnCin	lnCpt	lnCin	lnCpt
L. lnDa	0.020** (2.02)	0.026** (2.01)				
lnDb			0.058*** (4.89)	0.040*** (3.17)		
YpDa					0.028** (2.03)	0.025 (1.36)
常数项	-13.020*** (-14.02)	-2.213* (-1.80)	-12.934*** (-14.80)	-1.889* (-1.86)	-13.177*** (-14.66)	-1.988* (-1.94)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Id/Year/Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	10 360	10 360	12 721	12 721	12 486	12 486
R ²	0.906	0.767	0.886	0.741	0.886	0.743

注:括号内为稳健的 *t* 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;lnDb、YpDa 分别为借鉴赵宸宇等、袁淳等的做法重新测度的数字化转型程度指标。

表 5 企业产权性质和行业类型异质性检验结果

变量	国有企业		非国有企业		重污染企业		非重污染企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnCin	lnCpt	lnCin	lnCpt	lnCin	lnCpt	lnCin	lnCpt
lnDa	0.046** (2.40)	0.079*** (3.72)	0.008 (0.63)	-0.001 (-0.09)	0.018 (0.91)	0.028 (1.48)	0.033*** (2.81)	0.026* (1.86)
常数项	-14.990*** (-9.73)	-0.866 (-0.53)	-11.775*** (-9.07)	-2.572** (-1.98)	-11.938*** (-7.27)	-2.526 (-1.08)	-13.661*** (-13.30)	-1.757 (-1.49)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Id/Year/Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4 779	4 779	7 889	7 889	4 170	4 170	8 350	8 350
R ²	0.891	0.779	0.885	0.715	0.848	0.692	0.909	0.757

注:括号内为稳健的 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

色创新过程中可能面临更大的挑战。而非重污染企业面临的环境规制压力较小,其更加注重绿色产品设计、绿色供应链管理等方面的创新,提升自身在绿色市场中的竞争力。

4.3.3 生命周期

数字化转型是否会对处在不同生命周期企业的绿色创新持续性产生异质性影响? 借鉴已有研究,将企业分为成长期、成熟期和衰退期 3 种类型,异质性检验结果见表 6。数字化转型对成长期和衰退期企业绿色创新持续性的影响并不显著,对成熟期企业绿色创新投入和绿色创新产出持续性的促进作用在 1% 的水平上显著。成长期企业拥有的规模和资源有限,其进行绿色创新的能力较弱;衰退期企业可能面临市场萎缩、业绩下滑等困境,对绿色创新的需求相对较低。而成熟期企业拥有持续进行绿色创新活动的需求和能力,其更加注重产品设计和生产过程的绿色化,并不断优化绿色供应链,以满足消费者对绿色产品的需求、维持自身竞争力并实现可持续发展。

4.4 进一步分析

4.4.1 中介效应检验

为进一步探讨数字化转型程度影响企业绿色

创新持续性的作用路径,构建如下模型进行中介作用检验:

$$Asy_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Da_{i,t} + \gamma_2 Controls_{i,t} + \lambda_i + \nu_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln Cin_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \ln Da_{i,t} + \delta_2 Asy_{i,t} + \delta_3 Controls_{i,t} + \lambda_i + \nu_t + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\ln Cpt_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 \ln Da_{i,t} + \eta_2 Asy_{i,t} + \eta_3 Controls_{i,t} + \lambda_i + \nu_t + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

式中:Asy 为中介变量; γ_0 、 δ_0 、 η_0 为常数项; γ_1 、 γ_2 、 δ_1 、 δ_2 、 δ_3 、 η_1 、 η_2 、 η_3 为回归系数。由表 7 可知,数字化转型程度对信息不对称程度的影响系数为-0.007,通过至少 5% 水平的显著性检验。信息不对称程度对企业持续绿色创新投入和产出的影响系数分别为-0.138 和-0.099,均在 1% 的水平上显著。信息不对称程度在数字化转型影响企业持续绿色创新中发挥了部分中介作用。大数据、云计算等数字技术的运用有助于企业深入挖掘和分析海量数据,提高信息处理能力,降低企业内外部的信息不对称程度,更好把握市场动态和客户需求,从而有针对性地开发绿色产品,更加准确评估绿色创新项目的风险和收益,提高投资决策的科学性和准确性,并加速绿色创新成果的转化和应用。

表 6 企业生命周期异质性检验结果

变量	成长期		成熟期		衰退期	
	lnCin	lnCpt	lnCin	lnCpt	lnCin	lnCpt
lnDa	0.015 (0.85)	0.009 (0.46)	0.039** (2.13)	0.066*** (3.06)	-0.028 (-0.75)	0.000 (0.01)
常数项	-13.029*** (-8.38)	0.924 (0.35)	-13.316*** (-8.08)	-5.028** (-2.31)	-14.681*** (-3.82)	-2.843 (-0.99)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Id/Year/Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	5 059	5 059	4 478	4 478	1 825	1 825
R ²	0.902	0.762	0.905	0.801	0.918	0.826

注:括号内为稳健的 t 统计量;***、** 分别表示在 1%、5% 的水平上显著。

表 7 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Asy	lnCin	lnCpt
lnDa	-0.007** (-2.10)	0.023** (2.28)	0.030*** (2.71)
Asy		-0.138*** (-5.29)	-0.099*** (-2.89)
常数项	5.705*** (14.27)	-12.130*** (-13.23)	-1.254 (-1.22)
Controls	Yes	Yes	Yes
Id/Year /Ind FE	Yes	Yes	Yes
样本数	12 721	12 721	12 721
R ²	0.793	0.886	0.741

注:括号内为稳健的 t 统计量;***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

4.4.2 调节效应检验

为检验投资者关注度是否在数字化转型影响企业持续绿色创新的过程中起调节作用,在基准回归模型中加入 Focus、lnDa $\times$ Focus,重新进行回归。调节效应检验结果见表 8。可知,lnDa、lnDa $\times$ Focus对 lnCin、lnCpt 的系数分别为 0.022、0.018、0.024 和 0.060,均通过至少 10%水平的显著性检验,说明投资者关注度正向调节了数字化转型程度对企业绿色创新投入和产出持续性的促进作用。投资者对企业的关注度能够引导资金流向、优化资源配置并提高信息透明度,加快企业数字化转型,同时加强外部监督,促进企业更加积极进行绿色创新活动。

5 结论与对策建议

以 2009—2021 年中国 A 股上市公司为研究样本,考察数字化转型程度对企业持续性绿色创新的影响及作用机制。研究结果表明:数字化转型有助于企业持续增加绿色创新投入,并促进绿色创新持续产出。经过一系列稳健性检验后该结论依然成

立。异质性分析发现,数字化转型对国有企业、非重污染企业以及处在成熟期企业持续性绿色创新的促进作用更强。进一步分析发现,数字化转型有助于缓解企业内外部的信息不对称程度,进而促进企业持续绿色创新。投资者关注度调节数字化转型对企业持续性绿色创新的促进作用。

基于上述分析,提出如下对策建议:①重视数据安全和隐私问题,加强技术安全和风险管理,并加大对数字化人才的培养和引进力度,充分发挥数字化转型对企业持续绿色创新的促进作用。②政府应加大对非国有企业数字化与绿色化发展的政策支持力度;针对重污染企业,应制定更为严格的环保标准,加速推进其绿色转型;同时企业应根据自身所处生命周期制定合理的战略目标,稳步推进企业数字化与绿色化转型。③信息透明度和投资者关注度在数字化影响企业持续绿色创新过程中发挥重要作用。企业应公开财务报告、环境绩效报告等增加信息透明度,注重改善内部控制质量,同时加强外部监督,更加积极主动推进数字化绿色化发展。

参考文献

[1] XIE X, HUO J, ZOU H. Green process innovation, green product innovation, and corporate financial performance: a content analysis method[J]. Journal of Business Research, 2019, 101(8): 697-706.

[2] AKTER S, MICHAEL K, UDDIN M R, et al. Transforming business using digital innovations: the application of AI, blockchain, cloud and data analytics[J]. Annals of Operations Research, 2022, 308(1/2): 7-39.

[3] 申明浩, 谭伟杰. 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[J]. 南方经济, 2022(9): 118-138.

[4] 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.

[5] 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.

[6] 马文甲, 张弘正, 陈劲. 企业数字化转型对绿色创新模式选择的影响[J]. 科研管理, 2023, 44(12): 61-70.

[7] 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.

[8] 李鑫鑫, 汤小华. 数字化转型对制造企业绿色创新效率作用机制研究[J]. 金融与经济, 2024(4): 85-94.

[9] 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.

表 8 调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
	lnCin	lnCpt
lnDa	0.022** (2.19)	0.024** (2.11)
Focus	0.075*** (3.37)	0.079*** (2.86)
lnDa $\times$ Focus	0.018* (1.94)	0.060*** (5.22)
常数项	-13.585*** (-15.31)	-1.914* (-1.92)
Controls	Yes	Yes
Id/Year/Ind FE	Yes	Yes
样本数	12 472	12 472
R ²	0.889	0.746

注:括号内为稳健的 t 统计量;***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

- [10] 刘艳霞, 陈乐, 周昕格. 数字化转型与绿色创新: 基于信息的双重效应识别[J]. 改革, 2023(10): 30-45.
- [11] 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.
- [12] 张聪, 代飞, 张黎鑫. 数字化转型能否赋能制造企业绿色创新? 兼论内部控制质量与政府补助的影响机制[J]. 现代金融, 2024(3): 3-10.
- [13] 李金昌, 连港慧, 徐蒿婷. “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.
- [14] 王旭, 张晓宁, 牛月微. “数据驱动”与“能力诅咒”: 绿色创新战略升级导向下企业数字化转型的战略悖论[J]. 研究与发展管理, 2022, 34(4): 51-65.
- [15] HAJLI N. Social commerce constructs and consumer's intention to buy[J]. International Journal of Information Management, 2015, 35(2): 183-191.
- [16] 余菲菲, 曹佳玉, 杜红艳. 数字化悖论: 企业数字化对创新绩效的双刃剑效应[J]. 研究与发展管理, 2022, 34(2): 1-12.
- [17] 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.
- [18] 敬莉, 宁雄伟. 数字化转型对制造业企业绿色创新的“双刃剑”效应[J]. 新疆财经, 2023(6): 28-39.
- [19] WANG G, ZHANG G, GUO X, et al. Digital twin-driven service model and optimal allocation of manufacturing resources in shared manufacturing[J]. Journal of Manufacturing Systems, 2021, 59: 165-179.
- [20] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现: 来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144.
- [21] 田海峰, 刘华军. 企业数字化转型与绿色创新的“双化协同”机制研究[J]. 产业经济研究, 2023(6): 29-41, 72.
- [22] YANG G G, WANG F Y, DENG F, et al. Impact of digital transformation on enterprise carbon intensity: the moderating role of digital information resources[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2023, 20(3): 2178.
- [23] DYATLOV S A, DIDENKO N I, LOBANOV O S, et al. Digital transformation and convergence effect as factors of achieving sustainable development[J]. IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, 2019, 302(1): 012102.
- [24] 何郁冰, 周慧, 丁佳敏. 技术多元化如何影响企业的持续创新? [J]. 科学学研究, 2017, 35(12): 1896-1909.
- [25] 周雪峰, 韩露, 肖翔. “双碳”目标下数字经济对企业持续绿色创新的影响: 基于数字化转型的中介视角[J]. 证券市场导报, 2022(11): 2-12.
- [26] 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.
- [27] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.

Digital Transformation and Sustainable Green Innovation of Enterprises

WANG Xuan

(Business School, Guilin University of Technology, Guilin 541004, Guangxi, China)

Abstract: Drawing upon Chinese A-share listed companies from 2009 to 2021 as research sample, the impact of digital transformation on firms' sustained green innovation was explored. It is found that digital transformation significantly promotes firms' sustained green innovation inputs and outputs, and this conclusion still holds after a series of robustness tests. Heterogeneity analyses results indicate that the contribution of digital transformation to firms' sustained green innovation varies according to the nature of firms' property rights and the type of industry. The role of information asymmetry, and investor focus in this relationship was further analyzed. The results show that information asymmetry partially mediates the effect of digital transformation on firms' sustained green innovation, while investor focus play a moderating role.

Keywords: digital transformation; continuous green innovation; information asymmetry; investor focus