

企业应用

数字化转型赋能企业绿色创新： 基于信息渠道与创新驱动的双重效应

齐银银

(西安石油大学经济管理学院, 西安 710065)

摘要: 数字化和绿色化作为新一轮科技革命和产业变革的两大趋势,也是新质生产力的两大时代特征。基于沪深 A 股上市公司 2012—2022 年面板数据,探讨企业数字化转型如何赋能绿色创新。研究发现,企业数字化转型对绿色创新存在显著促进效应,对于国有企业、低融资企业、高科技企业、非资源型城市企业、重污染行业企业以及大规模企业而言,这种促进效应更加明显。作用机制结果表明,数字技术可以通过提升企业信息透明度以及加大研发投入来提高绿色创新能力。

关键词: 数字化转型; 绿色创新; 信息透明度; 研发投入

中图分类号: F062 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)01-0221-10

绿色创新具有节能减排、环境保护的社会特性,是国家应对环境危机,实现可持续发展的必然选择。2023 年中央经济工作会议明确提出,要以科技创新引领现代化产业体系建设,以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能,发展新质生产力,广泛应用数智技术和绿色技术,加快传统产业的转型升级。作为新一轮科技革命和产业变革的两大趋势,数字化和绿色化也是新质生产力的两大时代特征。谢雄标等^[1]提出企业数字化转型是影响绿色创新的重要因素之一,企业通过部署各种数据分析工具能够实时、准确地收集生产过程中的能源消耗、碳排放等数据并对生产数据进行挖掘和分析,发现潜在的节能减排机会,为绿色创新提供决策支持。其次,数字化转型推动了绿色创新模式的转变。传统的绿色创新主要依赖于技术研发和工艺改进,而数字化转型则使企业能够利用大数据、云计算等先进技术构建数字孪生系统^[2],模拟和优化生产流程,减少创新试错成本。此外,通过搭建数字化平台,企业可以与供应商、客户、合作伙伴等各方实现信息共享和协同合作,加速绿色技术的研发和应用,提高整体创新效率。基于此,深入探究数字化转型对企业绿色创新的影响具有重要意义。

现有关于企业数字化转型对绿色创新的影响

相关研究已有初步进展。孟猛猛等^[3]研究发现数字化转型通过优化市场资源配置和推动协同合作来提高企业绿色创新水平,数字技术的应用将资本、劳动力等生产要素配置到对用户价值产生高效贡献的区域,降低绿色创新中的资源损失,使企业充分掌握实施绿色技术创新内外部资源基础,提高企业绿色资源利用效率^[4]。王振和傅亚平^[5]利用中国 A 股上市公司数据实证研究发现企业数字化转型通过提高企业动态能力提升企业风险管理水平,进而提高企业绿色创新效率。李辽宁等^[6]研究指出数字化转型主要通过监督效应和激励效应两条路径驱动企业实施绿色创新。宋德勇等^[7]重点考察了重污染行业企业数字化对绿色技术创新的影响,研究结果表明企业数字化主要通过提升企业信息共享水平和知识整合能力促进企业绿色技术创新。刘畅等^[8]认为数字化转型通过强化媒体监督、应用虚拟仿真技术两个渠道提高企业绿色创新效率。此外,另一部分学者则认为,企业在数字化转型中面临着“数字化悖论”,即企业在数字化转型中的投入并不能带来预期收益的实现^[9]。王旭等^[10]研究发现企业信息技术的应用程度与绿色创新水平之间存在先增后减的倒“U”形关系,验证了数字化悖论。

尽管已有文献从多个视角分析了数字化转型

收稿日期: 2024-08-13

基金项目: 陕西省教育厅青年创新团队科研计划(23JP126)

作者简介: 齐银银(1997—),女,陕西宝鸡人,硕士研究生,研究方向为创新管理。

与企业绿色创新之间的关系并取得了大量的研究成果,但关于数字化转型影响企业绿色创新的具体作用机制还没有形成统一的认识,有待于更深入地分析与实证检验。其次,在企业产权属性、融资能力、信息技术水平、企业所在地区资源禀赋、企业所处行业以及企业规模大小等因素下,数字化转型对企业绿色创新水平的影响有何异同仍缺乏系统深入的研究。鉴于此,以2012—2022年中国A股上市公司为样本,实证检验数字化转型对绿色创新的影响并探寻影响机制。同时,从企业产权属性、融资能力、信息技术水平、企业所在地区资源禀赋、企业所处行业、企业规模多个维度出发分析企业数字化转型影响绿色创新的异质性表现。

1 理论分析与研究假说

1.1 企业数字化转型与绿色创新

基于生产运作视角,企业绿色创新经过“绿色创新理念形成与绿色产品初始研发-中期调试-规模化生产”这一过程。基于此,从绿色创新推动过程视角出发分析数字化转型对绿色创新的影响。

首先,在绿色创新理念形成以及绿色产品初试研发时期,数字化技术的应用能够帮助企业大量收集关于能源消耗、污染排放以及供应链管理等相关数据,通过数据挖掘和分析,企业可以更准确地识别出绿色创新的潜在领域,制定针对性策略,实现更高效、更环保的生产和经营。此外,随着环保理念的普及和大众环保意识的提高,消费者在购买商品和服务时会更加关注产品的环保性能和企业环境责任履行情况,其往往倾向于选择具有环保标志或认证,符合环保要求的产品,而数字化技术的应用使得企业可以通过物联网、大数据等手段获得顾客的消费习惯和喜好,进而准确地识别绿色产品市场需求^[11],将企业的绿色创新由“经验驱动”向“数据驱动”转化,为提高企业绿色创新能力提供数据支撑,降低企业的研发风险。

在绿色创新的中期调试阶段,数字化技术与智能设备的构建与应用能够优化绿色创新过程,提升资源配置效率和人力资本配置效率,降低生产成本,提升产品性能。数字化转型有利于降低绿色创新要素在企业中的流通壁垒,对创新环节中的各类要素进行优化分配,为企业研发绿色创新产品和技术提供强有力的资源与人力支撑^[12]。同时,通过运用数字化技术,可以突破传统的“空间-技术”距离,实现企业内部隐性知识的显性化^[13],提高企业的知识学习能力。此外,数字技术的应用可以提高企业

研发效率,减少测试时间,提升绿色技术研发成功的可能性^[14]。

在绿色产品规模化生产阶段,数字化技术有助于企业实现精益生产以及精准能源管理。通过数字技术重构企业的生产流程和生产模式,实现生产过程数字化监控与管理^[15],深入挖掘生产过程中各个环节的排放数据,对生产过程中的资源要素非正常损失和环境污染进行快速检测,帮助企业精准地识别出导致高排放的关键环节,从而针对性地制定优化策略,如改进生产流程、采用更为环保的材料或技术、优化设备运行参数等。这样的针对性优化不仅有助于减少生产中的资源消耗和对环境的污染,还能提高企业的生产效率,实现经济效益和环境效益的双赢。基于此,提出如下假设。

H1:企业数字化转型会促进绿色创新。

1.2 企业数字化转型、信息透明度与绿色创新

数字化转型可以通过提高企业内外部信息透明度来促进绿色创新。企业在研发、生产、销售等生产过程中产生了大量的数据,其伴随着企业规模的扩大而呈指数式增长^[16],但由于企业数据处理能力有限,这些信息红利没有被有效地应用。数字化技术通过集成企业内部各个信息系统,实现数据的统一管理和共享^[17],不仅有助于减少企业处理大量信息的成本^[18],还有助于消除信息孤岛现象,企业内各个部门通过共享相同的数据源提高信息的透明度和一致性,利用数字信息系统实时监控生产、销售、库存等各项业务的运行状况,使得管理层能够迅速了解企业运营状况,做出及时准确的决策,提高内部管理的效率和效果。对企业外部信息环境而言,数字信息技术通过构建企业官方网站、社交媒体平台等渠道,丰富企业绩效信息和环境信息披露的途径,帮助外部投资者与利益相关者及时了解企业的全方位信息^[19],增强企业的信息透明度和公信力。同时,企业还可以利用数字信息技术进行投资者关系管理,与投资者进行在线互动和交流,提高投资者的满意度和忠诚度。此外,数字化技术可以帮助企业捕捉外界绿色创新最新动向、了解市场趋势,并据此调整自身的绿色创新战略,降低绿色创新风险。

从信息不对称理论和委托代理理论的角度来看,信息透明度的提高能够弥补企业监督与激励机制的不足。当企业信息透明度提高时,管理层的行为和决策更容易受到政府、投资者和其他利益相关

者的监督,这种外部压力可以激励企业更加重视绿色创新,积极履行环保责任,从而提升企业的社会形象和竞争力。信息透明度的提高还有助于降低绿色创新的风险,通过向外界展示企业的绿色创新活动、进展和成果,企业可以获得更多的外部支持和合作机会,如获得政府补贴、与科研机构合作等,从而降低绿色创新的成本和风险。高信息透明度还有助于形成积极的公众预期,提高市场对绿色创新产品的接受度,进一步降低市场风险。此外,信息透明度的提高有助于在企业内部形成绿色创新的文化氛围。当企业积极披露绿色创新信息时,员工会更容易理解和接受绿色创新的理念,从而更加积极地参与到绿色创新活动中来。基于此,提出如下假设。

H2:企业数字化转型通过提高信息透明度促进绿色创新。

1.3 企业数字化转型、研发投入与绿色创新

企业进行数字化转型会加大研发投入力度。企业在数字化转型中需投入大量信息技术资源进行数字技术研究和开发,这直接推动了企业研发投入的增加^[20]。同时,数字化转型还为企业提供了更多的研发资源和合作机会。通过数字化平台,企业与大学、研究机构等组成创新共同体^[21],通过数字技术和网络技术使各个协作方在创新知识共享、科研设备共享、科研人员协同等方面得到协同与融合,缩短企业自主研发周期^[22]并降低研发成本,这进一步激发了企业在研发方面的投入热情。此外,积极实施数字化转型的企业可以向外界展现其积极响应国家数字经济发展号召的正面形象,提高投资者对企业未来发展的信心,通过市场激励的方式促使企业加大研发投入。

研发投入的增加对促进绿色创新具有多方面的积极影响。首先,研发投入的增加为绿色创新提供了资金保障。绿色创新往往需要大量的资金投入用于研发新技术、新材料和新工艺,以及将这些创新成果转化为实际的产品和服务。随着研发投入的增长,企业有更多的资金可以用于绿色创新项目,推动绿色技术的研发和应用。其次,研发投入的增长有助于培养绿色创新专业人才。绿色创新涉及多个学科领域知识,需要具有跨学科背景的专业人才进行深入研究。通过增加研发投入,企业可以吸引和培养更多的绿色创新人才,为绿色创新提供强大的人才支撑。最后,研发投入的增长还有助于降低绿色创新的研发风险。绿色创新往往需要

较长的研发周期和较高的技术门槛,因此具有较高的成本和风险。通过增加研发投入,企业可以更加全面地评估绿色创新项目的风险和收益,采取更加有效的风险管理措施,降低绿色创新的成本和风险。基于此,提出如下假设。

H3:企业数字化转型通过增加研发投入促进绿色创新。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

选取2012—2022年沪深A股上市公司数据为研究样本,并按以下条件做样本筛选:①剔除ST、*ST、PT、财务异常样本;②剔除主要变量数据严重缺失样本;③剔除金融、保险类样本企业。对所有连续型变量进行上下1%的缩尾处理,最终获得13 871个年度观测值。相关数据来源于CSMAR数据库(China Stock Market & Accounting Research Database)、国家知识产权局、《中国环境统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。

2.2 变量说明

被解释变量:绿色创新(lnGI)。采用世界知识产权组织提供的“国际专利分类绿色清单”对上市公司绿色专利进行识别,以当年绿色专利申请数量加1取自然对数衡量企业绿色创新。

解释变量:企业数字化转型(lnDT)。目前,关于企业数字化转型的研究主要以定性分析为主,利用CSMAR数字化转型研究数据库中的“上市公司数字化转型指数”指标衡量企业数字化转型程度,该数据库沿用吴非等^[20]的研究,涵盖战略引领、技术驱动、组织赋能、环境支持、数字化应用和数字化成果6个方面,全面衡量企业数字化转型程度。

中介变量:信息透明度(Analyst)与研发投入(FI)。参考Zhong等^[23]的做法,选取分析师关注度衡量企业信息透明度(Analyst),Analyst表示在一年内有多少个分析师(团队)对该公司进行过跟踪分析。借鉴刘亚辉等^[24]的研究,利用研发资金占比(研发投入/营业收入)衡量研发投入(FI)。

控制变量:参考宋德勇等^[7]和齐绍洲等^[25]的做法,选择以下变量作为控制变量:企业规模(Size)、资产负债率(LEV)、净资产收益率(ROE)、企业产权性质(SOE)、营业收入增长率(Growth)、企业价值(TobinQ)、上市年限(AGE)、环境规制程度(ER)和地区生产总值(lnGDP),同时控制年份和行业固定效应。所有变量的具体定义见表1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量测度
被解释变量	绿色创新	lnGI	绿色专利申请数加 1 取自然对数
解释变量	数字化转型	lnDT	CSMAR 数字化转型研究数据库中的“上市公司数字化转型指数”
中介变量	信息透明度	Analyst	一年内有多少个分析师(团队)对该公司进行过跟踪分析
	研发投入	FI	研发投入/营业收入
控制变量	企业规模	Size	企业年末总资产的自然对数
	资产负债率	LEV	企业年底总负债/总资产
	净资产收益率	ROE	企业年底净利润/股东权益余额
	企业产权性质	SOE	国有控股企业取值为 1,其他为 0
	营业收入增长率	Growth	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	企业价值	TobinQ	(企业总市值+总负债)/企业总资产
	上市年限	AGE	企业上市年份的自然对数
	环境规制程度	ER	企业所在地区年度投入废气废水污染治理金额/该年工业产值
地区生产总值	lnGDP	省级层面人均生产总值的自然对数	

2.3 模型构建

参照吴非等^[20]、赵宸宇等^[26]的研究方法,构建面板回归模型(1),检验企业数字化转型对绿色创新的影响。

$$\ln GI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln DT_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \eta_n + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中:lnGI_{*i,t*}为企业绿色创新;lnDT_{*i,t*}为企业数字化转型程度;*i*为企业;*t*为年份;*X_{i,t}*为控制变量;同时引入企业固定效应 μ_i 、年份固定效应 θ_t 和行业固定效应 η_n ; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

2.4 变量描述性统计和相关性分析

2.4.1 变量描述性统计

企业数字化转型、绿色创新等变量的描述性统计结果见表 2。企业绿色创新的均值为 0.446,最小值和最大值分别为 0 和 3.932,反映样本企业绿色创新水平离散程度较大。

2.4.2 相关性分析

各个变量间的相关系数以及方差膨胀因子(VIF)

见表 3。绿色创新与数字化转型在 1%显著性水平下正相关,初步证明了本文的基本假设。VIF 值均小于临界值 10,表明模型中不存在严重的多重共线性问题。

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
lnGI	13 871	0.446	0.866	0.000	3.932
lnDT	13 871	3.621	0.283	3.160	4.206
Analyst	13 871	1.555	1.199	0.000	3.850
FI	13 871	11.422	12.981	0.000	87.750
Size	13 871	22.486	1.288	20.217	26.538
LEV	13 871	0.416	0.188	0.056	0.836
ROE	13 871	0.065	0.104	-0.403	0.340
SOE	13 871	0.365	0.481	0.000	1.000
Growth	13 871	0.139	0.300	-0.439	1.659
TobinQ	13 871	1.971	1.218	0.000	7.531
AGE	13 871	2.407	0.599	0.693	3.332
ER	13 871	5.905	3.899	2.595	25.883
lnGDP	13 871	11.211	0.439	10.227	12.123

表 3 相关系数与多重共线性检验

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1 lnGI	1												
2 lnDT	0.211***	1											
3 Analyst	0.096***	0.415**	1										
4 FI	0.175***	0.034***	0.021**	1									
5 Size	0.271***	0.025***	-0.224***	0.368***	1								
6 LEV	0.172*	-0.030***	-0.290***	-0.005	0.422***	1							
7 ROE	0.059**	-0.050**	-0.098***	0.441***	0.166***	-0.1422***	1						
8 SOE	0.096***	-0.156***	-0.187**	-0.021**	0.363**	0.2942**	0.007	1					
9 Growth	0.003	0.044***	-0.036***	0.186***	0.031***	0.008	0.287***	-0.073***	1				
10 TobinQ	-0.066*	0.071***	0.234***	0.151**	-0.326***	-0.303***	0.164**	-0.118**	0.077**	1			
11 AGE	0.033**	0.013	-0.146**	-0.126**	0.429***	0.3302**	-0.010	0.438***	-0.100***	-0.067**	1		
12 ER	-0.030*	-0.090**	-0.071***	-0.080**	0.124***	0.0642**	-0.023***	0.125**	-0.028**	-0.053**	0.195**	1	
13 lnGDP	0.039***	0.277***	0.145***	-0.032***	0.146***	-0.007	-0.022**	-0.088***	-0.008	-0.009	0.147***	-0.180**	1
VIF	—	1.33	1.42	1.79	2.62	1.64	1.44	2.04	1.39	1.36	1.66	1.12	1.23

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

3 实证结果分析

3.1 基准回归分析

在进行基准回归前针对面板数据进行 Hausman 检验,发现 P 值为 0,拒绝原假设,选用固定效应模型进行回归检验。基准回归结果见表 4,企业数字化转型系数始终在 1% 显著性水平下显著为正,系数介于 0.282 4~0.331 6,这表明数字化转型显著促进企业绿色创新, H1 得到验证。控制变量回归结果显示,企业规模、营业收入增长率与绿色创新呈现显著正相关关系,企业上市时间与绿色创新呈现显著负相关关系。这是因为规模越大的企业拥有更多的研发人员和更完善的研发体系,能够更好地进行绿色技术的研发和应用。当营业收入增长率较高时,通常意味着企业的经营业绩良好,对未来盈利的预期也更为乐观,这种乐观的预期和良好的业绩为企业提供了更多的资源和动力进行包含绿色创新的研发活动。而上市时间较长的企业可能形成了较为稳定的业务模式和管理体系,对新的绿色创新技术和理念接受度较低,缺乏进行绿

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnGI	lnGI	lnGI	lnGI
lnDT	0.316 0*** (0.040 6)	0.282 4*** (0.041 7)	0.331 6*** (0.040 9)	0.298 6*** (0.042 1)
Size	0.060 8*** (0.013 2)	0.052 0*** (0.013 5)	0.066 5*** (0.013 4)	0.058 3*** (0.013 7)
LEV	0.016 8 (0.053 3)	0.057 4 (0.054 1)	0.021 4 (0.053 5)	0.062 1 (0.054 4)
ROE	0.055 7 (0.056 4)	0.057 3 (0.056 6)	0.044 6 (0.056 6)	0.046 2 (0.056 8)
SOE	0.088 5*** (0.032 4)	0.099 1*** (0.032 4)	0.091 0*** (0.032 4)	0.101 4*** (0.032 4)
Growth	0.034 0** (0.015 8)	0.043 6*** (0.016 0)	0.036 1** (0.015 8)	0.045 7*** (0.016 1)
TobinQ	0.008 4* (0.005 1)	0.008 9 (0.005 6)	0.008 8* (0.005 1)	0.009 7* (0.005 6)
AGE	-0.009 7 (0.025 6)	-0.068 2** (0.029 6)	-0.006 3 (0.025 7)	-0.065 7** (0.029 8)
ER	0.003 2 (0.003 5)	-0.004 5 (0.004 9)	0.002 3 (0.003 5)	-0.006 1 (0.005 0)
lnGDP	-0.010 6 (0.038 9)	-0.137 3* (0.081 9)	-0.015 0 (0.039 1)	-0.154 7* (0.082 1)
常数项	-1.997 6*** (0.399 5)	-0.203 4 (0.959 9)	-2.117 1*** (0.464 4)	-0.187 5 (0.988 9)
时间固定效应	不控制	控制	不控制	控制
行业固定效应	不控制	不控制	控制	控制
样本数	13 871	13 871	13 871	13 871
R^2	0.707 0	0.708 8	0.707 7	0.709 4

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

色创新的内在动力。

3.2 稳健性检验

3.2.1 内生性检验

由于企业绿色创新水平提高增强企业可持续发展的高质量发展的同时可能会反过来推动其实施数字化转型,即模型可能存在反向因果的问题。使用工具变量法和滞后核心解释变量法来减轻模型的反向因果问题。参考李琦等^[27]的做法,使用地方一般公共财政科学技术支出作为工具变量(IV)。公共财政科学技术支出是提高地区科技创新活力的根本,政府通过增加科技支出促进当地企业进行数字化转型。在理论上,企业绿色创新并不影响政府的科技支出,也就是说,地方政府的科技支出对于企业来说是外生的,满足工具变量的选择要求。对工具变量 IV 进行对数化处理,同时进行两阶段最小二乘法估计,见表 5,列(1)为第 1 阶段的回归结果,地方一般公共财政科学技术支出与企业数字化转型呈正相关关系,回归系数为 0.016 2($P < 0.01$),此时 F 统计量为 212.44,远大于临界值 10,表明地方一般公共财政科学技术支出对企业的数字化转型具有较强的解释力。列(2)为第 2 阶段回归结果,数字化转型对绿色创新的回归系数为 3.875 6($P < 0.01$),与基准回归结果一致。此外,通过滞后核心解释变量数字化转型来缓解反向因果问题,结果见表 5 列(3)、列(4),数字化转型系数为正且在 1% 的水平上显著,与基准回归结果保持一致。

表 5 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnDT	lnGI	lnGI	lnGI
lnIV	0.016 1*** (0.004 8)			
lnDT		3.875 6** (1.819 1)		
L1. lnDT			0.257 2*** (0.044 1)	
L2. lnDT				0.211 7*** (0.046 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	13 871	13 871	12 610	11 349
R^2	0.877 9	0.536 9	0.724 5	0.740 5
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	10.228***			
Cragg-Donald Wald F 统计量	11.350			
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	10.177			

注: *、**、*** 分别表示在 5%、1% 水平上显著;括号内为标准误。

3.2.2 替换被解释变量

绿色专利授予数量在一定程度上可以反映企业绿色创新的质量,将企业绿色专利授予数量加 1 取自然对数作为被解释变量进行回归,回归结果见表 6 列(1),数字化转型对绿色创新的回归系数为 0.143 5($P < 0.01$),与基准回归结果一致。

3.2.3 替换估计模型

由于被解释变量企业绿色创新(lnGT)在 0 处存在左截断的特征,选用对截断数据有更好适配性的 Tobit 回归方法进行回归检验,回归结果见表 6 列(2),数字化转型对绿色创新的回归系数为 0.458 ($P < 0.01$),与基准回归结果保持一致。

3.2.4 剔除数字经济行业的企业样本

信息传输、软件和信息技术服务业(行业代码为 I)行业内的企业数字化关键词频数据相比其他企业较高,可能会对基准回归结果造成扰动影响。剔除 72 家计算机、通信和其他电子设备的样本企业数据进行回归,回归结果见表 6 列(3),数字化转型对绿色创新的回归系数为 0.331 9($P < 0.01$),与基准回归结果仍然一致。

3.2.5 剔除碳交易试点城市企业

2011 年 10 月在北京、天津、上海、重庆、广东、湖北、深圳 7 省份启动了碳排放权交易地方试点工作,若企业所处城市为碳交易试点城市,则其绿色创新水平的提高可能是由于受到碳交易相关政策影响,剔除位于碳交易试点城市的样本企业进行回归,回归结果见表 6 列(4),数字化转型对绿色创新的回归系数为 0.242 8($P < 0.01$),表明基准回归结果稳健。

3.2.6 剔除重污染行业的企业样本

重污染行业往往受到更高的环保监督力度,这类企业会更遵循地方政府的环保方针,并以此为导向进行绿色创新。为了规避这一层面的影响,剔除重污染行业的企业样本进行回归分析,回归结果见

表 6 列(5),数字化转型对绿色创新的回归系数为 0.315 5($P < 0.01$),表明本文基准回归结果依旧稳健。以上内生性和稳健性检验均支持企业数字化转型会促进企业绿色创新这一结论。

3.3 异质性分析

3.3.1 融资约束

企业绿色研发创新具有高投入、高风险、收益不确定性的特点。在不同融资能力基础上研究数字化转型对绿色创新的影响,回归结果见表 7 列(1)、列(2),数字化转型对绿色创新的促进效果在低融资约束企业中更强烈,这是因为实现企业数字化转型需要高端人才以及数字信息技术等方面的持续投资,这些都需要企业的财务资金具有一定的稳定性。对于高融资约束企业而言,管理层往往会把有限的资金投向短期收益型的生产活动中,在数字化转型与绿色科技研发方面的投资力度相对较小;而低融资约束企业拥有更多的资金来源,就越有可能将更多的资金投入到数字化转型与绿色科技研发过程中,从而产生更显著的绿色创新效果。

3.3.2 行业技术属性

企业的研发能力与人力资本水平能够一定程度上决定企业的绿色创新水平,高新技术企业的绿色技术研发和创新能力往往更强。参考彭红星和毛新述^[28]、杨兴哲和周翔翼^[29]的做法,按照证监会上市公司 2012 版行业分类办法,将公司分类代码属于 C25~C29、C31~C32、C34~C41、I63~I65 和 M73 的公司定义为高科技行业公司,按照是否属于高科技行业企业将样本划分为高科技企业 and 非高科技企业,基于此检验数字化转型对于绿色创新的影响。回归结果见表 7 列(3)、列(4),可以看出,在高科技企业组别和非高科技企业组别中,企业数字化转型均显著提升了绿色创新能力,但这种正向影响在高新技术企业组别中更明显。这是因为高新技术企业通

表 6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnGI	lnGI	lnGI	lnGI	lnGI
lnDT	0.143 5*** (0.036 7)	0.458 0*** (8.141 0)	0.331 9*** (0.043 0)	0.242 8*** (0.053 0)	0.315 5*** (0.049 5)
常数项	0.431 9 (0.825 8)	-12.969 0*** (2.121 7)	0.072 0 (1.018 7)	1.365 4 (1.094 2)	-1.948 6* (1.162 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	13 871	13 871	12 905	8 822	10 342
R ²	0.714 7	0.735 8	0.709 7	0.677 3	0.727 5

注: *、*** 分别表示在 10%、1% 水平上显著;括号内为标准误;lnginew 表示在稳健性检验中被解释变量绿色创新。

表 7 异质性分析结果 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低融资约束	高融资约束	高科技企业	非高科技企业
	lnGI	lnGI	lnGI	lnGI
lnDT	0.419 4*** (0.072 3)	0.150 3*** (0.052 7)	0.350 9*** (0.054 1)	0.139 5** (0.066 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	6 714	6 962	9 705	4 161
R ²	0.766 0	0.630 0	0.718 0	0.662 5

注:**、***分别表示在 5%、1%水平上显著;括号内为标准误。

常具备更为先进的技术基础和创新实力,它们在数字化转型过程中能够更快地吸收和应用新技术,更有效地将数字技术整合到绿色创新实践中。此外,高新技术企业在资金、人才和研发投入等方面也往往具有更大的优势,这使得它们在数字化转型和绿色创新方面能够投入更多的资源,从而取得更好的效果。

3.3.3 “资源诅咒”

经济学家发现自然资源的丰裕和经济增长之间往往存在着明显的反向关系,即大量的自然资源不仅不能起到“锦上添花”的作用,反而会产生“资源诅咒”效应。根据是否位于资源型城市将样本企业分成两组进行回归,回归结果见表 8 列(1)、列(2),可以看出,数字化转型显著提高了非资源型城市企业的绿色创新能力,而对位于资源型城市企业的绿色创新促进效果并不明显,这是由于资源型城市企业对资源过度依赖,造成产业结构单一,不仅阻碍了其自身的发展,而且导致了生态环境的退化,绿色创新能力不足,存在“资源诅咒”现象。

3.3.4 企业产权性质

国有企业是中国经济的支柱,具有较强的“政治”属性,往往会肩负起生态文明建设和环境保护的主体责任,相较于非国有企业也更容易获得财政支持^[30],在绿色创新过程中遇到的阻力相对较小。

相比之下,非国有企业往往以营利为目标,面临更加激烈的市场竞争,在获取银行贷款和政策优惠方面难度更大^[31],为追求利润最大化,非国有企业很难做到稳定持续地投入研发资金去追求更具环境绩效的绿色创新,因此国有企业与非国有企业在绿色创新上存在差异。基于此,根据是否为国有企业将样本企业分成两组进行回归,回归结果见表 8 列(3)、列(4)所示,数字化转型对绿色创新的促进作用在国有企业与非国有企业中均显著,但这种正向影响在国有企业中力度更大。

3.3.5 企业所在行业属性

为了验证不同行业企业数字化转型对绿色创新影响作用的差异性,根据中国《上市公司行业分类指引》的二级行业分类规定,将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化等 15 个行业划分为重污染行业,其他行业划分为非重污染行业,并以此为基础,将样本企业划分为重污染企业和非重污染企业,分样本回归结果见表 9 列(1)、列(2),可以看出,在非重污染企业组别和重污染企业组别中,企业数字化转型均显著提升了绿色创新能力,但这种正向影响在重污染企业组别中更明显。这可能是由于重污染行业作为环境污染重点监管对象,面临更大的政策压力,数字化转型成为其实现绿色创新的重要途径,另外随着消费者对环保产品的需求

表 8 异质性分析结果 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非资源型城市	资源型城市	国有企业	非国有企业
	lnGI	lnGI	lnGI	lnGI
lnDT	0.332 4*** (0.044 6)	0.121 6 (0.131 1)	0.441 9*** (0.074 3)	0.204 5*** (0.050 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	12 353	1 518	5 064	8 807
R ²	0.723 4	0.533 0	0.722 2	0.712 8

注:***表示在 1%水平上显著;括号内为标准误。

表 9 异质性分析结果 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非重污染企业 lnGI	重污染企业 lnGI	较大规模企业 lnGI	较小规模企业 lnGI
lnDT	0.270 4*** (0.086 3)	0.315 5*** (0.049 5)	0.373 7*** (0.073 5)	0.102 6** (0.052 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	10 342	3 520	6 900	6 888
R ²	0.647 4	0.727 5	0.768 0	0.635 3

注：**、***分别表示在 5%、1%水平上显著；括号内为标准误。

日益增加,市场倾向于选择那些具有绿色技术和环保理念的企业,重污染企业为了满足市场需求,提升竞争力,推动绿色创新的驱动力更强。

3.3.6 企业规模

按照企业规模中位数将样本企业划分为较大规模企业和较小规模企业,分样本回归结果见表 9 列(3)、列(4),可以看出,在较大规模企业和较小规模企业组别中,企业数字化转型均显著提升了绿色创新能力,但这种正向影响在较大规模企业组别中更明显。这是因为规模越大的企业通常拥有更雄厚的资金实力,能够承担数字化转型与绿色创新所需的巨大投入,大型企业往往也积累了大量的技术储备和研发经验,能够更好地进行绿色技术的研发和应用。

4 机制检验

上文研究表明,企业数字化转型能够显著促进企业进行绿色创新,然而企业数字化转型通过何种方式促进企业绿色创新提高有待进一步研究。为此,以信息透明度、研发投入为中介变量(M),实证检验数字化转型影响绿色创新的渠道,中介效应模型如下:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln DT_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \eta_n + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DT_{i,t} + \alpha_2 M_{i,t} + \alpha_3 X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \eta_n + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中: M 为中介变量信息透明度与研发投入; i 为企业; t 为年份; X 为控制变量;同时引入企业固定效应 μ 、年份固定效应 θ 和行业固定效应 η_n ; ϵ 为随机误差项。

4.1 提高企业信息透明度

已有研究表明,分析师跟踪能够减少企业代理成本,提升企业信息透明度^[27]。分析师关注度越高,越能通过多元的信息渠道对企业的实际状况进行全面、多角度的解读。根据式(2)检验企业数字化转型对信息透明度的影响,回归结果见表 10 列(1),企业数字化转型(lnDT)对分析师关注度

(Analyst)的回归系数为 0.177 2($P < 0.01$),这意味着积极实施数字化转型的企业更容易向外界释放可供分析师审计的标准化信息,促进信息的公开和透明,提升企业绿色创新水平。表 10 第(2)列,在加入中介变量分析师关注度(Analyst)后,企业数字化转型和分析师关注度回归系数分别为 0.294 4 和 0.023 7,均在 1%显著性水平下显著,表明信息透明度是数字化转型促进绿色创新水平提升的一个重要渠道,验证了假设 H2。

4.2 提高企业研发投入

研究开发活动是企业取得创新性成果的根本驱动力。数字信息技术的应用使企业能够及时将企业内部运营情况传达给外界利益相关者,有助于资本市场对企业的发展潜能进行更好的评价,从而让企业得到更多的外部融资机会,促使企业增加研发投入。表 10 列(3)显示,企业数字化转型 lnDT 对中介变量研发投入 FI 的回归系数为 0.007 9 ($P < 0.01$),表明企业数字化转型能够提升企业研发投入力度;表 10 列(4)中介变量研发投入(FI)的回归系数为 0.294 0,在 1%显著性水平下显著,说明数字化转型可以提高企业研发投入力度,进而强化了企业的研发能力,开展更多绿色自主创新活动提升企业绿色技术创新绩效。利用 Sobel 检验和 Bootstrap 法进一步检验中介效应,Sobel 检验下, Z 值分别为 6.945 ($P < 0.01$)、6.514 ($P < 0.01$);Bootstrap 检验的置信区间分别为 $[0.036, 0.065]$ 、 $[0.006, 0.015]$,中间不包括 0,中介效应成立。综合以上分析,假设 H2、H3 均得到成功验证。

5 结论及建议

5.1 结论

本文选取 2012—2022 年沪深 A 股上市公司作为研究样本,采用固定效应模型实证分析企业数字化转型对绿色创新的影响。研究结果表明:企业数字化转型对绿色创新存在显著促进效应,在使用工

表 10 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Analyst	lnGI	FI	lnGI
Analyst		0.585 9** (0.230 9)		
FI				0.023 7*** (0.006 7)
lnDT	0.177 2*** (0.055 8)	0.294 4*** (0.042 1)	0.007 9*** (0.001 6)	0.294 0*** (0.042 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	13 871	13 871	13 871	13 871
R ²	0.733 9	0.709 7	0.828 0	0.709 6
Sobel 检验	Z=6.514***		Z=6.945***	
Bootstrap 检验	[0.006,0.015]		[0.036,0.065]	

注:**、***分别表示在5%、1%水平上显著;括号内为标准误。

具变量法、滞后核心解释变量以及变换估计模型等方法进行稳健性检验后,实证结果仍然一致。异质性分析发现数字化转型对企业绿色创新的促进作用在低融资约束企业、高科技企业、国有企业、非资源型企业、重污染企业以及大规模企业中更为显著。机制分析发现,数字技术可以通过提升企业信息透明度以及加大研发投入来促进绿色创新水平提高。

5.2 建议

(1)数字经济正成为中国经济高质量发展的新引擎,企业应借助数字经济的发展浪潮,积极推进数字化转型,运用互联网、大数据、云计算等现代信息技术,对企业内部业务流程进行重构,实现与外部生态系统的协同互动,提高企业治理能力;同时,完善企业外部信息环境,拓宽绿色创新的资源渠道,提升绿色创新资源的利用效率和产出转换效率,进一步提升企业的绿色创新水平。

(2)企业数字化转型与绿色创新都是高投入、高风险的经济活动,需要不断加强资源投入力度,但也需适时评估资源投入的产出指标,根据企业的发展战略、行业特点和自身能力把握适度的资源投入规模,避免过度投入分散企业有限的资源和能力,对关键业务部门产生挤占和挤出效应,从而使企业绿色创新水平不升反降。

(3)要继续有效发挥数字化转型对低融资约束企业、高科技企业、非资源型地区企业、重污染企业、大规模企业绿色创新的激励作用。此外,政府还应减轻非国有企业的信贷约束,激发非国有企业进行数字化转型与绿色创新的活力,同时还应出台相关政策引导资源型地区企业改变传统的高污染、

高排放、高投入的生产模式,激励其有效利用数字化转型带动绿色创新。

参考文献

- [1] 谢雄标,吴越,严良. 数字化背景下企业绿色发展路径及政策建议[J]. 生态经济, 2015, 31(11): 88-91.
- [2] HAENLEIN M, KAPLAN A. Artificial intelligence and robotics: shaking up the business world and society at large[J]. Journal of Business Research, 2021, 124: 405-407.
- [3] 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.
- [4] 金芳,齐志豪,梁益琳. 大数据、金融集聚与绿色技术创新[J]. 经济与管理评论, 2021, 37(4): 97-112.
- [5] 王振,傅亚平. 企业数字化转型对绿色技术创新效率的影响研究:有中介的调节效应模型[J]. 科技和产业, 2024, 24(8): 49-56.
- [6] 李辽宁,韩少真,包瑞婧. 数字化转型赋能企业绿色创新:监督效应与激励效应的分析[J]. 生态经济, 2024, 40(7): 74-81.
- [7] 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.
- [8] 刘畅,潘慧峰,李珮. 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.
- [9] FAN Y J, SU Q, WANG X H, et al. Digitalization and green innovation of enterprises: empirical evidence from China[J]. Frontiers in Environmental Science, 2023, 11: 1120806.
- [10] 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.
- [11] BAJARI P, CHERNOZHUKOV V, HORTASU A, et al. The impact of big data on firm performance: an empirical investigation[J]. AEA Papers and Proceed-

- ings, 2019, 109: 33-37.
- [12] 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.
- [13] 丛屹, 陈琦. 产业数字化降低了劳动报酬占比吗?: 技术变革和业务转型的双重视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(10): 3-19.
- [14] FARRINGTON T, ALIZADEH A. On the impact of digitalization on R&D[J]. *Research-Technology Management*, 2017, 60(5): 24-30.
- [15] MUFFATTO M, ROVEDA M. Product architecture and platforms: a conceptual framework[J]. *International Journal of Technology Management*, 2002, 24(1): 1-16.
- [16] 倪克金, 刘修岩. 数字化转型与企业成长: 理论逻辑与中国实践[J]. *经济管理*, 2021, 43(12): 79-97.
- [17] 李鑫, 徐琼, 王核成. 企业数字化转型与绿色技术创新[J]. *统计研究*, 2023, 40(9): 107-119.
- [18] LUO Y, BU J. How valuable is information and communication technology? a study of emerging economy enterprises[J]. *Journal of World Business*, 2016, 51(2): 200-211.
- [19] 唐鹏鸣. 数字化转型与企业技术创新: 倒 U 型关系形成机理及其检验[J]. *现代经济探讨*, 2022(12): 91-102.
- [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] 袁胜超. 数字化驱动了产学研协同创新吗? 兼论知识产权保护与企业吸收能力的调节效应[J]. *科学学与科学技术管理*, 2023, 44(4): 60-81.
- [22] 张叶青, 陆瑶, 李乐芸. 大数据应用对中国企业市场价值的影响: 来自中国上市公司年报文本分析的证据[J]. *经济研究*, 2021, 56(12): 42-59.
- [23] ZHONG H M, AL-DUAIS Z A M, PENG B Y. The impact of idiosyncratic risk on corporate financialisation: evidence from China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 86: 102491.
- [24] 刘亚辉, 牟爽, 尹玉刚. 产品市场竞争风险被定价了吗? 来自中国 A 股市场的证据与解释[J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(6): 2061-2082.
- [25] 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.
- [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] 李琦, 刘力钢, 邵剑兵. 数字化转型、供应链集成与企业绩效: 企业家精神的调节效应[J]. *经济管理*, 2021, 43(10): 5-23.
- [28] 彭红星, 毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入: 来自我国高科技行业的经验证据[J]. *财贸经济*, 2017, 38(3): 147-161.
- [29] 杨兴哲, 周翔翼. 治理效应抑或融资效应? 股票流动性对上市公司避税行为的影响[J]. *会计研究*, 2020(9): 120-133.
- [30] 潘红波, 杨海霞. 竞争者融资约束对企业并购行为的影响研究[J]. *中国工业经济*, 2022(7): 159-177.
- [31] 梅冬州, 杨龙见, 高崧耀. 融资约束、企业异质性与增值税减税的政策效果[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 24-42.

Enterprise Digital Transformation on Green Innovation: Based on the Dual Effects of Information Channels and Innovation-driven Mechanisms

QI Yinyin

(School of Economics and Management, Xi'an Shiyou University, Xi'an 710065, China)

Abstract: Digitalization and greening are the two major trends of the new round of scientific and technological revolution and industrial change, and they are also two epochal characteristics of the new quality productivity. Based on the panel data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2022, how digital transformation of enterprises empowers green innovation was studied. It is found that there is a significant promotion effect of digital transformation of enterprises on green innovation, which is more obvious for state-owned enterprises, low-financing enterprises, high-technology enterprises, non-resource city enterprises, enterprises in heavy pollution industry, and large-scale enterprises. The results of the mechanism of action suggest that digital technology can improve green innovation capacity by enhancing the transparency of corporate information and increasing R&D investment.

Keywords: digital transformation; green innovation; information transparency; research and development investment