

企业数字化转型对绿色创新的影响研究

孟猛猛¹, 谈 婧², 王袁清清¹, 李欣融³, 雷家骥³

(1.北京邮电大学 经济管理学院, 北京 100876; 2.北京邮电大学 现代邮政学院, 北京 100876;

3.清华大学 经济管理学院, 北京 100084)

摘要:“双碳”目标下,数字技术应用成为企业推动绿色创新的重要途径。本文基于资源基础理论,以2009—2019年中国A股上市公司为样本,探讨企业数字化转型对绿色创新的影响机制。结果表明:企业数字化转型能够正向促进绿色创新;相比民营企业,国有企业数字化转型对绿色创新的促进作用更强;制度环境正向调节了数字化转型与绿色创新之间的关系;而战略风险承担则在数字化转型与绿色创新起负向调节作用。进一步机制分析发现,技术资本和融资约束在企业数字化转型和绿色创新之间发挥了中介效应;异质性分析发现,在我国东部地区,开展创新合作及高管党员比例较高的企业中数字化转型对绿色创新的促进影响更为显著。研究结论对我国企业的数字技术应用、绿色转型具有重要意义。

关键词:数字化转型;绿色创新;国有企业;制度环境;战略风险承担

中图分类号: F062.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)2—0042—11

一、引言

中央财经委员会第九次会议提出“我国力争2030年前实现碳达峰,2060年前实现碳中和”的重大战略决策,可见绿色发展已经成为企业的新常态。创新助力经济可持续、高效率、高质量发展(武力超等,2022),而绿色创新通过促进企业资源集成能力、资源重新配置能力、环境洞察力从而为企业带来竞争优势(池毛毛等,2021)。如何在市场导向的商业环境之中发展绿色企业,促进经济和社会的可持续发展,数字化转型为其提供了良好的助力。

现有文献将数字化转型视为企业部门或业务的一个拓展功能,具体表现为特定的数字产品或平台,讨论了数字化转型的能力体系构建(池毛毛等,2021;邵云飞等,2022)、业务开展(李青原和肖泽华,2020)与机制建设(Burki and Dahlstrom, 2017),以及对企业绩效和竞争优势的推动作用(武力超等,2022)。然而,数字化转型除了作为企业的一个拓展功能以外,其本质是企业思维方式与经营模式的系统变革与创新(尚洪涛和吴桐,2022),因而应当重新关注于数字化转型如何对企业自身管理模式、业务范围和商业模式进行重构,以及在企业内部发生的物质、环境、战略等新生产要素变革(池毛毛等,2021),从而带来的企业生产效率的全面重塑。虽然有学者围绕企业创新能力构建问题展开研究,指出了企业数字化转型是在数字经济时代下的企业战略性行为,但是企业数字化转型对创新的影响研究仍然不足,有待进一步探讨(范红忠等,2022),并且,现有研究大多聚焦于数字化转型对企业传统创新能力的改变。例如,开放式创新(李青原和肖泽华,2020)、价值创造(刘金科和肖翊阳,2022)、组织二元能力(吴育辉等,2022)等,更多侧重于数字化水平对企业传统创新的改造作用,却忽略了绿色创新的特殊性。

绿色创新比传统科技创新更重视经济、社会、生态效益的协调,对于各种生产要素组合能力要求更高,所形成的巨大复杂网络关系导致企业身处高风险的创新环境,从而对企业的创新决策产生影响。企业内部数

收稿日期:2022-11-14

基金项目:国家自然科学基金专项项目“科学驱动的产业创新的案例研究”(L2124026);北京邮电大学2022年教育教学改革项目“数字创新创业人才的核心能力培养路径研究”(2022CXCY-F01);北京邮电大学大学生创新创业项目“ESG对企业创新绩效的影响研究”(202208002);北京邮电大学研究生创新创业项目“企业数字化转型对创新质量的影响机制研究”(2023-YC-A256)

作者简介:孟猛猛,博士,北京邮电大学经济管理学院讲师,硕士研究生导师,研究方向:企业社会责任、创新创业;谈婧,北京邮电大学现代邮政学院,研究方向:企业数字化转型、战略与绿色创新;王袁清清,北京邮电大学经济管理学院,研究方向:数字化转型与绿色创新;(通讯作者)李欣融,清华大学经济管理学院博士研究生,研究方向:创新创业、企业社会责任;雷家骥,博士,清华大学经济管理学院教授,清华大学中国企业成长与经济安全研究中心主任,博士研究生导师,研究方向:创新创业与企业成长、国家经济安全。

数字化转型通过硬环境和软环境的双重组合优化(吴非等,2021),完善了绿色创新的基础设施建设,为企业带来新发展物质、财务、技术、人力等资源(肖土盛等,2022)。同时,数字化转型能够优化市场资源配置,加速创新资源的吸收整合共享(池毛毛等,2020),营造了企业所需的更稳定的创新环境(郑帅和王海军,2022),提升抗风险能力,降低经济不确定性,最终形成包容、共享、良性循环的创新环境,提升企业绿色创新水平。可见,对数字改革与绿色能力之间作用机制研究有待进一步深化。

因此,本文重点关注数字化转型对企业绿色创新的影响,基于资源基础理论,考察了数字化转型对绿色创新的影响机制,论证企业数字化转型对绿色创新能力的传导机制,回应企业“碳达峰”“碳中和”目标下的治理问题,从而弥补互联网发展提升企业效率研究中机制检验方面的不足。

二、理论基础与研究假设

(一)企业数字化转型与绿色创新

企业绿色创新是企业的一项复杂的活动,具体指企业通过优化资源利用(Burki et al,2019),使用新的技术或工艺,从而缓解环境污染(Burki and Dahlstrom,2017)、促进管理和可持续发展的创新活动(Aboelmaged,2018)。绿色创新与传统创新的重要区别之一在于,绿色创新的创新过程涉及多层面的互动、协作和知识共享(González-Moreno et al,2019; 边明英和俞会新,2022)。因此,绿色创新对企业能力提出了更高要求。

绿色技术的发展对国家和国际经济发展具有重要的影响,是中国新能源战略和可持续发展战略实施的重要技术要素,但绿色技术的创新具有周期长、资源投入多、风险程度大的特点。企业在环境监管和政策引导下,仍缺少足够的动力对绿色创新进行资源投入(刘洋等,2020)。回顾国内外关于企业绿色创新文献,发现现有研究主要从监管政策、金融市场及技术角度研究绿色技术创新的驱动因素。例如,异质性环境规制工具、环境保护税和绿色金融政策等。现有文献研究侧重于外部动因素,而忽略了企业内部数字化能力、动态能力等因素对绿色创新的推动作用。而在为数不多考察了企业数字化与企业创新之间关系的文献中,研究侧重于将数字化转型视为一个企业部门或业务的拓展功能,关注其作为特定的数字产品或平台所带来的影响。例如,关注数字技术与原有产品的结合对新产品形成的促进作用(肖静和曾萍,2022),数字化平台的搭建和监测对企业创新活动的促进作用(申明浩和谭伟杰,2022)。这些研究本质上考察的仍然是数字化水平对企业传统创新的改造作用,忽略了绿色创新的特殊性,尤其是对企业绿色创新生产要素变革所带来的影响。根据企业绿色创新的内涵,企业实施数字化转型如何推动绿色创新所涉及的生产要素(资源)的优化、利用与变革,值得给予重点关注。

本文基于资源基础理论指出,数字资源可以通过提供绿色创新所需的物质生产要素和软环境生产要素,从而促进新一轮生产要素组合的形成,进一步转变为企业独特的能力和竞争优势。同时,企业在数字技术应用过程中不仅可以提升生产效率,还带来了资源节约和污染减少,从而促进了企业的绿色创新绩效。因此,数字化转型使企业主动获取绿色创新能力,其对企业绿色创新的作用主要归结为以下两个方面。

第一,数字化转型通过完善智慧网络等基础设施建设为绿色创新提供物质生产要素支持。数字化改变企业的资源能力体系和价值创造模式,帮助企业获取创新资源(王强等,2020)。企业数字化转型过程中,数字化技术可以帮助企业降低研发风险、提高研发效率,优化产品的生产过程,实现生产流程和产品绿色化生产,实现绿色商业模式创新(易加斌等,2021)。面向客户销售时,企业通过利用大数据、云计算等数字技术吸收并分析市场信息,分析用户画像,精准把握市场绿色产品需求偏好。通过分析更广大的社会需求,全面识别环境保护政策和行业内环保激励政策,将生态环境、健康等纳入企业价值创造链中,促成企业绿色创新成果。

第二,数字化转型通过优化市场资源配置和推动协同合作为绿色创新提供软环境生产要素支持(吴非等,2021)。加快数字化转型进程,搭建数字化共享平台,进而形成各方创新主体交互赋能的生态体系,促进各主体间协同创新,实现绿色生产要素自由流动(赵宸宇等,2021),分散创新风险,降低创新成本,借助数字化的网络效应和知识溢出效应,优化资源配置整合(张国胜和杜鹏飞,2022),促进企业内部的知识流动,从而克服地理和技术距离(Forman and Van Zeebroeck,2019),同时将企业内部隐性知识显化,提升企业学习能力和绿色创新能力,为企业进行相关绿色创新技术研发提供知识基础。数字化转型促进统一市场循环,通过与各创新主体建立战略联盟,构建创新网络,共享绿色知识技术和先进经验,复制人力资源和组织资源,从而形

集成成效;企业数字化转型通过产业集群的创新、技术外溢等外部性提升创新能力(张叶青等,2021),并形成产业集群内企业相互良性竞争(卢宝周等,2021),进而倒逼企业为提高生产效率和减少环境规制成本而进行绿色创新技术的研发,形成良性循环的包容共享创新环境,提升企业绿色创新水平。

综上所述,企业数字化转型所产生的企业思维方式与经营模式的系统变革与创新,对企业自身管理模式、业务范围和商业模式进行了重构,推动企业内部发生了物质、环境、战略等新生产要素变革,从而推动了企业的绿色创新绩效。

基于此,本文提出假设 1:

企业数字化转型促进了绿色创新(H1)。

(二)所有权性质的调节作用

国家创新系统是创新过程的关键因素,通过影响经济、政治、社会、制度、组织的互相作用(蔡跃洲,2021),从而对创新造成影响。国有企业由于其国有性质,其经营活动受市场需求、利益驱动等影响,同时也受国家赋予的社会责任和国家任务、国有绩效考核等驱动因素的影响(沈红波等,2019)。基于资本逐利性,国家相关政策会对资本进行约束和引导。而国有企业数字化转型和政府对绿色创新活动支持将会向外界传递出积极信号(何文彬,2021),这使得国有企业创新活动更容易受到市场关注,促进资本流入和人才吸引,激励并推动国有企业绿色创新。相较于民营企业,国企往往更容易获得财政激励和补贴,有更充足持续的资源保障,这将引导资本更多流向国有企业绿色创新活动,同时为国有企业加大绿色创新投入提供物质生产要素和政策等软环境要素支持。相比于国有企业,民营企业在创新资源支持、基础知识供给及知识产权保护等方面获得的政府支持较少,且在融资能力、基础设施、人才吸引等方面的表现低于国有企业,缺少资源支持并面临较大转型风险,从而延缓了数字化转型对绿色创新的影响进程(戚聿东等,2021)。由于委托代理问题,民营企业缺乏相应社会责任的约束,更倾向于关注短期利益(吴非等,2021),利用数字化技术辅助短期投机活动,造成创新资源的挤出效应,不利于绿色创新的发展。

基于此,本文提出假设 2:

国有所有权性质正向调节了数字化转型与绿色创新之间的关系,即当所有权性质为国有企业时,企业数字化转型对绿色创新的促进作用更强(H2)。

(三)制度环境的调节作用

根据 Scott 提出的“管制、规范、认知”三大制度框架,制度环境主要包括各种法律法规和政策,全社会共有的行为准则和价值观,以及社会认知框架(Garcia-Rosell,2019)。创新环境需要政府政策和持组织等主体的积极互动才能促进企业创新发展(Xu et al,2019)。随着互联网与数字经济的发展,跨区域经济循环障碍被逐步打破,其中包括生产运输、贸易、资金、技术、人才等要素的流动障碍。更良好的循环降低了创新要素流动成本,优化创新要素空间配置。减少地方商品保护,促进数字化转型下企业内外部信息交流和资源整合,通过实现数字化数据和非数字化数据的交互,从而减少风险识别成本和学习成本。加强对企业绿色创新技术相关的知识产权保护(杨震宁和赵红,2020),将减少创新的不确定性,实现对研发资源的合理配置,激发企业进行相关绿色技术创新意愿。同时,对于企业绿色创新活动的相关政策激励和对污染行为的相关惩罚管制措施将分别从正反两个方面对企业绿色创新行为进行强化。反之,市场间有较高壁垒,如设有地方商品保护,使得要素资源不能完全流动,限制组织获取资源的途径(Zhou et al,2017),这将一定程度上阻碍企业在数字化转型中获取必要的硬资源和软资源,提高企业数字化转型和创新的风险和交易成本。同时,地方商品保护的壁垒削弱市场竞争性和公平性,会打击企业进行数字化转型和绿色创新的意愿和能动性,阻碍数字化转型对绿色创新正向影响作用。

基于此,本文提出假设 3:

制度环境正向调节了数字化转型与绿色创新之间的关系,即当制度环境越好时,企业数字化转型对绿色创新的促进作用更强(H3)。

(四)战略风险承担的调节作用

在经济不确定性较高的情境下,企业风险承担水平成为影响企业可持续发展和绿色创新之间关系的重要因素。企业战略风险承担具有很强的资源依赖性,较高的风险承担水平需要大量资源作为支持。Devers 等(2008)基于风险隐性成本视角论证了高风险承担迫使高管采取更为保守的策略,或采取激进行为而更容

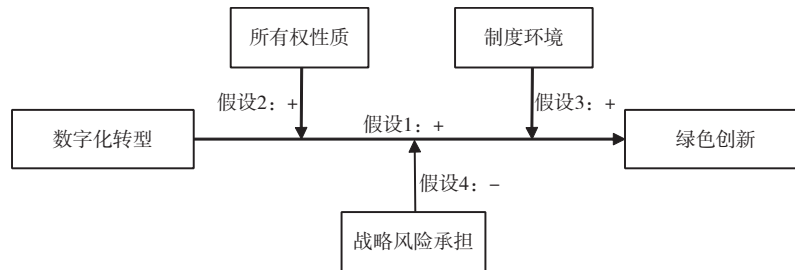
易出现决策失误,从而不利于企业绿色创新的增加。根据风险规避假说,风险规避对管理者行为模式和创新决策等有重要影响。当企业处于较高的风险承担水平,在研发方面的投入往往趋于饱和;同时,由于风险较大的创新投资将会挤占维持日常运营活动的资源空间,为保持企业绩效,高管往往会趋于风险规避(何瑛等,2019)。数字化转型将会带来高额成本和持续的资源投入(Porfirio et al,2021),这可能会对企业创新资源投入产生挤出效应,高管在环境不确定性下,为保持企业价值,维持企业较高风险承担水平,会规避风险,放弃对绿色创新活动的投入,从而阻碍了绿色创新产出。

对于具有较低风险承担水平的企业,为了缩小经营期望落差,高管对风险忍受程度随之提高。为了提升企业业绩和企业价值,塑造良好的企业形象,高管增加创新投入的意愿提升。同时,数字化转型可以减小创新活动风险,降低投资和交易成本,从而进一步提升了高管的创新意愿,促进绿色创新活动开展。

基于此,本文提出假设4:

战略风险承担负向调节了数字化转型与绿色创新之间的关系,即当战略风险承担程度越高时,企业数字化转型对绿色创新的促进作用越弱(H4)。

综上所述,理论模型如图1所示。



“+”表示调节变量对主效应起正向调节作用,“-”表示调节变量对主效应起负向调节作用

图1 理论模型

三、研究设计

(一)样本与数据来源

本文选取了2009—2019年中国A股上市公司为研究样本,并做如下处理:①剔除金融保险类企业;②剔除主要变量数据严重缺失的企业;③剔除股票连续两年亏损、连续三年亏损和处于特别转让状态的企业。经处理后,最终样本量为20058个。本文核心解释变量及其他控制变量数据主要来自于国泰安(CSMAR)数据库,制度环境评分来自于《中国分省份市场化指数报告(2018)》。

(二)变量测量

1. 被解释变量

绿色创新(GI)。现有文献用于测量绿色创新的代理指标绿色专利被引数、已授权绿色专利数量、申请的绿色专利数量等(Joshi and Nerkar,2011)。本文参考李青原和肖泽华(2020)的研究,绿色专利数量可以作为绿色创新水平的测量指标;具体做法是根据国泰安数据库绿色技术产业划分标准,将节能环保、清洁生产、清洁能源、生态环境、基础设施绿色升级和绿色服务等相关的发明专利作和实用新型专利作为绿色专利的具体项目范围。本文使用已授权绿色专利数量,加1后取自然对数,从而作为企业绿色创新水平的衡量指标(李青原和肖泽华,2020),该值越大,企业绿色创新水平越高。此外,还采用申请的绿色发明专利数量和申请的绿色专利数量进行稳健性检验。

2. 解释变量

数字化转型(DT)。本文借鉴吴非等(2021)的研究,采用的文本挖掘方法,根据数字化转型的相关领域(人工智能技术、云计算技术、区块链技术、大数据技术、数字技术应用)共71个关键词在企业报告中出现的词频衡量企业数字化转型水平。通过Python对上市公司年报进行文本挖掘,形成数字化转型的虚拟变量,具体为年报中涉及上述关键词的样本设为1,否则为0。

3. 调节变量

所有权性质(State)。根据唐跃军和左晶晶(2014)的研究,把企业定义分成民营企业、国有企业两类,并

赋值民营企业此项为 1, 国有企业此项为 0。

制度环境(*IST*)。参考李欣融等(2022)的做法, 制度环境采用《中国分省份市场化指数报告(2018)》中的制度环境评分。制度环境评价包括政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、技术成果市场化、市场中介组织的发育和法律制度环境五个方面。

战略风险承担(*Risk*)。参考何瑛等(2019)的做法, 本文采用调整后的盈余波动性衡量企业风险承担水平, 波动程度与企业风险承担水平成正比。

4. 控制变量

本文将企业规模(*Size*)、股权集中度(*Stock-ratio*)、净资产收益率(*ROE*)、财务杠杆(*LEV*)、行业类型(*Industry*)、营业收入增长率(*Growth*)作为控制变量。变量定义与测量方式见表 1。

表 1 变量定义与测量

变量类型	变量名称	变量符号	变量测量
被解释变量	绿色创新	<i>GI</i>	绿色发明专利和绿色实用新型专利数量
解释变量	数字化转型	<i>DT</i>	上市公司年报数字化相关词频数
调节变量	所有权性质	<i>State</i>	民营企业此项为 1, 国有企业此项为 0
	制度环境	<i>IST</i>	市场化指数中制度环境评分
	战略风险承担	<i>Risk</i>	盈余波动性减去年度行业均值后以三年为周期作为一个观测时段的标准差
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	员工总数+1, 取自然对数
	股权集中度	<i>Stock-ratio</i>	公司第一大股东的持股比例
	净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润与平均净资产比值
	财务杠杆	<i>LEV</i>	非流动负债总额与总资产比值
	行业类型	<i>Industry</i>	将企业按所属行业分类生成虚拟变量
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	(营业总收入本年本期金额-营业总收入上年同期金额)/营业总收入上年同期金额

(三) 模型设计

根据假设 1, 建立回归模型(1):

$$GI = \beta_0 + \beta_{11}DT + \sum \beta_i Controls + e \quad (1)$$

构建模型(2)、模型(3)和模型(4)分别检验所有权性质、制度环境和战略风险承担的调节效应:

$$GI = \beta_0 + \beta_{21}DT + \beta_{22}State + \beta_{23}DT \times State + \sum \beta_i Controls + e \quad (2)$$

$$GI = \beta_0 + \beta_{31}DT + \beta_{32}RQ + \beta_{33}DT \times RQ + \sum \beta_i Controls + e \quad (3)$$

$$GI = \beta_0 + \beta_{41}DT + \beta_{42}Risk + \beta_{43}DT \times Risk + \sum \beta_i Controls + e \quad (4)$$

其中:*GI*为因变量绿色创新;*DT*为自变量为企业数字化转型现状,*State*、*IST*、*Risk*分别为调节变量所有权性质、制度环境和战略风险承担。模型(2)~模型(4)对被解释变量和调节变量均作了中心化处理;*Controls*为控制变量,其中包括企业规模(*Size*)、股权集中度(*Stock-ratio*)、净资产收益率(*ROE*)、财务杠杆(*LEV*)、行业类型(*Industry*)、营业收入增长率(*Growth*);*e*为随机误差; β 为待估系数;*i*为个体;求和符号表示所有控制变量。样本为面板数据,豪斯曼检验拒绝原假设。因此采用固定效应模型,同时解决了部分不随时间变化且不可观测的内生性问题。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计和相关性分析

如表 2 所示,绿色创新的均值为 0.179,最小值和最大值分别为 0 和 6.850,表明不同企业的绿色创新水平有明显差异。其中,数字化转型的最大值为 5.826,最小值为 0,标准差达 1.282,此结果表明企业的数字化转型能力在不同企业之间有较大的差距。数据显示有 53.43% 的样本公司进行了数字化转型,说明尽管有一部分中国企业正积极投入数字化转型之中,中国企业仍需开始或加快数字化转型的脚步。企业所有权性质的平均值为 0.585,保证了采用的样本公司所有

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>GI</i>	20058	0.179	0.580	0	6.850
<i>DT</i>	20058	1.059	1.282	0	5.826
<i>State</i>	20058	0.585	0.493	0	1
<i>IST</i>	20058	7.569	2.840	-8.330	10.35
<i>Risk</i>	20058	0.0258	0.0298	0.000	0.453
<i>Size</i>	20058	7.796	1.278	2.303	13.22
<i>Stock-ratio</i>	20058	3.478	0.456	0.252	4.501
<i>ROE</i>	20058	0.0892	0.0851	-0.228	3.131
<i>LEV</i>	20058	1.846	23.30	-81.34	2403
<i>Industry</i>	20058	4.570	3.363	2	19
<i>Growth</i>	20058	7.156	950.5	-0.978	134607

权性质保持国营民营大致均衡。制度环境的均值为7.569,说明制度环境中产品市场的发育程度较为良好。

表3展示了各个主要变量间的相关性分析结果。绿色创新与数字化转型的Person相关系数为0.053,在1%的水平上显著,初步证明了数字化转型能对企业绿色创新有正向影响。

核心解释变量、其他解释变量之间相关系数绝对值均小于0.5,说明模型中无影响严重的多重共线性问题。企业绿色创新、数字化转型、各调节变量间的相关系数均在1%的水平上显著相关。其余各控制变量有少数在5%的水平上显著相关,初步证实了本文的基本假设。

表3 主要变量的相关系数

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 <i>GI</i>	1										
2 <i>DT</i>	0.053***	1									
3 <i>State</i>	-0.111***	0.174***	1								
4 <i>IST</i>	-0.145***	-0.116***	0.070***	1							
5 <i>Risk</i>	-0.050***	0.00200	0.044***	-0.026***	1						
6 <i>Size</i>	0.319***	0.055***	-0.264***	-0.050***	-0.168***	1					
7 <i>Stock-ratio</i>	0.080***	-0.107***	-0.257***	-0.017***	-0.082***	0.177***	1				
8 <i>ROE</i>	0.027***	0.009	0.004	0.022***	0.228***	0.097***	0.066***	1			
9 <i>LEV</i>	-0.002	-0.014**	-0.020***	0.007	-0.002	0.005	-0.008	-0.030***	1		
10 <i>Industry</i>	-0.058***	0.215***	-0.067***	-0.080***	0.039***	-0.118***	-0.041***	0.015**	-0.009	1	
11 <i>Growth</i>	-0.002	-0.006	-0.008	0.001	0.022***	0.003	0.008	0.010	0	0.020***	1

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

(二)回归结果与分析

本文使用固定效应模型对变量进行回归分析,所有权性质、制度环境和战略风险承担作为调节变量。在检验调节作用时,对自变量和调节变量均进行了中心化处理。

基于相关性分析,通过多元线性回归的方法对假设进行检验,表4显示各个模型回归结果。模型(1)展示了数字化转型与企业绿色创新之间的关系。数据显示数字化转型回归系数为正($\beta=0.039, p<0.01$),且在1%的水平上显著。即数字化转型会正向促进企业的绿色创新,假设1得以成立。

表4模型(2)显示了所有权性质的调节效应。将数字化转型与所有权性质交互项引入固定效应模型。其交互项回归系数为负($\beta=-0.042, p<0.01$),且在1%的水平上显著,说明所有权性质不同的企业在数字化转型对绿色创新的作用关系不同。且在其他条件不变的情况下,国有企业更乐于利用数字化转型能力提高企业的绿色创新能力,假设2得到验证。其中原因可能是国有企业具有服务国家战略目标的要求。在国家发布相应政策之后,国有企业并不必然将其用于强化绿色创新能力之上,但由于对政策的迅速相应和国有企业调动资源的能力,最终能快速提升自身的数字化水平,并将其反馈在企业的各项综合能力之上,其中包括企业绿色创新;另一方面,国有企业对于“碳中和”政策的回应能力和速度也可能高于民营企业,利用自身能力和资源更多地投入提高绿色创新效果。

表4模型(3)检验了制度环境对于企业数字化转型和绿色创新的调节作用。其中数字化转型与制度环境交互项回归系数为正且显著($\beta=0.003, p<0.01$),说明制度环境的提升使得企业数字化转型和绿色创新的正向关系被加强。即良好的制度环境正向调节数字化转型与企业绿色创新的关系,假设3得到验证。

表4 企业数字化转型对绿色创新的模型回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>DT</i>	0.039*** (10.76)	0.042*** (11.35)	0.029*** (7.89)	0.039*** (10.71)
<i>Size</i>	0.078*** (14.15)	0.078*** (14.21)	0.070*** (12.79)	0.079*** (14.31)
<i>Stock-ratio</i>	-0.020 (-1.43)	-0.026* (-1.83)	0.003 (0.23)	-0.019 (-1.36)
<i>ROE</i>	-0.188*** (-5.17)	-0.185*** (-5.08)	-0.164*** (-4.54)	-0.209*** (-5.58)
<i>LEV</i>	-0.000 (-1.10)	-0.000 (-1.06)	-0.000 (-0.99)	-0.000 (-1.08)
<i>Industry</i>	-0.003 (-1.51)	-0.003 (-1.53)	-0.003* (-1.74)	-0.003 (-1.46)
<i>Growth</i>	0.000 (0.12)	0.000 (0.15)	0.000 (0.12)	0.000 (0.04)
<i>State</i>		-0.002 (-0.09)		
<i>DT×State</i>		-0.042*** (-6.00)		
<i>IST</i>			-0.024*** (-14.73)	
<i>DT×IST</i>			0.003*** (2.89)	
<i>Risk</i>				0.225** (2.13)
<i>DT×Risk</i>				-0.158** (-2.26)
<i>R</i> ²	0.088	0.086	0.111	0.089
<i>N</i>	20058	20058	20058	20058

注:括号中的数据为*t*统计值;*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

模型(4)说明了战略风险承担的调节效应表现。其与自变量的交互项系数为负且在 5% 水平上显著($\beta = -0.158, p < 0.05$),说明战略风险承担在数字化转型与企业绿色创新之间负向调节,即在较高的风险承担之下,数字化转型和绿色创新的正向关系被减弱。假设 4 得到验证。

(三)稳健性检验

文章主要从克服内生性问题、替换被解释变量两个方面对主效应进行稳健性检验。数字化转型是企业认可数据作为生产要素后,为提升生产力所作的创新战略,从而提高企业绿色创新能力。绿色创新的提高可能会让企业受到鼓励,从而进一步刺激企业对绿色创新动能之一的数字化转型的追求。

1. 内生性问题

为控制公司个体异质性特征,本文采用固定效应模型进行了较好的控制,同时考虑影响企业绿色创新绩效的因素以尽力避免双向因果关系。但影响因素的部分遗漏仍不可避免,为此本文运用工具变量法缓解模型潜在的内生性问题。根据前人的研究,本文对自变量数字化转型(DT)进行滞后一期处理,并运用固定效应模型重新进行回归检验。由于此工具变量数小于解释变量个数,无法进行 Sargan 检验,故对工具变量进行弱工具变量检验,结果见表 5 模型(5)所示。检验结果显示 Cragg-Donald Wald 检验和 Kleibergen-Paap rk Wald 检验均远大于 10% 临界值,工具变量有效。数字化转型(DT)的回归系数($\beta = 0.085$)仍在 1% 水平下显著为正,符合基准回归结果,回归结果稳健。检验结果显示,滞后一期的自变量相较原基准变量,其回归效应更显著。这可能是由于数字化转型的滞后效应明显,企业需要一段时间调整自身生产活动,后进行绿色创新产出。

2. 替换被解释变量

本文参考齐绍洲等(2018)的研究,采用申请的绿色发明专利数量(GI_2)和申请的绿色专利数量(GI_3)作为代理指标进行稳健性检验,控制变量与前文保持一致,使用模型重新回归得表 5 模型(6)、模型(7)。结果显示,数字化转型(DT)系数为正且在 1% 水平下显著($\beta = 0.065; \beta = 0.053, p < 0.01$),证明了企业数字化转型对绿色创新绩效的促进作用仍成立,与表 4 回归结果一致,回归结果稳健。

(四)进一步分析:机制检验和异质性分析

1. 机制检验

(1)技术资本的中介机制检验。数字化转型为企业提供了智慧网络等基础设施、软环境等数字资源,包括物质技术生产要素和软环境技术生产要素(王强等,2020;吴非等,2021),丰富了企业绿色创新所需的技术生产要素及其组合,提高了数字技术应用过程中的技术资本及其使用效率,从而促进了企业的绿色创新绩效。由此,企业数字化转型通过影响企业技术资本,最终提高了企业绿色创新绩效。为了刻画数字化转型影响企业绿色创新的中介机制,本文按照温忠麟和叶宝娟(2014)的中介变量检验流程,对技术资本的中介效应进行检验。借鉴汤倩和罗福凯(2021),以技术资产在资产总额的占比作为企业技术资本的代理指标,其中,技术资产是指企业拥有的专利、专有或非专有技术、自主研发资产(开发支出)和软件等无形资产。表 6 中的(1)~(3)列显示了企业数字化转型、技术资本对企业绿色创新的回归结果,技术资本作为中介变量不显著,继而本文采用 Bootstrap 方法进一步检验。结果显示,间接效应的置信区间不包含 0(LLCI=0.001,ULCI=0.003;LLCI 指的是置信区间的最低值,ULCI 指的是置信区间的最高值),表示间接效应显著,间接效应为 0.002。因此技术资本在企业数字化转型与绿色创新关系中的中介效应得到验证。

(2)融资约束的中介机制检验。数字化转型通过优化市场资源配置和外部合作为绿色创新提供环境生产要素支持(吴非等,2021),即数字化帮助企业获取更多的资金和政策等资源支持,能够缓解企业的融资约

表 5 稳健性检验结果

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)
	GI_1	GI_2	GI_3
DT	0.085*** (8.39)	0.065*** (13.96)	0.053*** (13.75)
Size	0.075*** (6.76)	0.112*** (16.14)	0.090*** (15.56)
Stock-ratio	0.002 (0.09)	-0.091*** (-5.08)	-0.070*** (-4.71)
ROE	-0.341*** (-4.41)	-0.145*** (-3.14)	-0.112*** (-2.92)
LEV	0.000 (1.02)	-0.000 (-0.39)	-0.000 (-0.35)
Industry	-0.004 (-1.41)	-0.007*** (-2.90)	-0.005** (-2.57)
Growth	0.001 (0.85)	0.000 (0.31)	0.000 (0.29)
Cragg-Donald Wald F	1943.728		
Kleibergen-Paap rk Wald F	883.153		
N	12165	20058	20058

注:括号中的数据为 t 统计值;* 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

束。首先,企业数字化转型能够有效缓解银行、风险投资与企业管理层的信息不对称问题,提高企业获取贷款授信和股权融资额度。其次,企业数字化技术应用和信息披露程度提高也能帮助更多中小投资者关注企业,拓宽企业的融资渠道。当企业拥有足够多的资金时,更愿意进行绿色创新活动的研发支持。因此,企业数字化转型通过缓解融资约束进而提高企业的绿色创新。本文参考前人文献的融资约束指数构建方法(逯东和宋昕倍,2021),以融资约束 FC 指数衡量融资约束, FC 指数越大,表明企业面临的融资约束问题越严重。表6中(4)列、(5)列报告了企业数字化转型、融资约束与绿色创新的回归结果, FC 指数($\beta=-0.055, p<0.01$)显著,数字化转型系数显著下降,采用Bootstrap方法进一步检验,间接效应的置信区间也不包含0(LLCI=-0.001,ULCI=-0.0006),表示间接效应显著,间接效应为0.001。因此,企业数字化转型通过融资约束来促进绿色创新的影响路径得到验证。

2. 异质性检验

(1)地区异质性分析。我国东部、中部、西部各地区之间的经济发展水平存在明显的差异,处于不同地区的企业对于数字化转型的行为决策及其所带来的效果可能存在不同。因此,需要将地区差异考虑在内,以免研究结论泛化和政策指向性不明。表7中(1)~(3)列报告了地区异质性对企业数字化转型和绿色创新的影响,结果显示,对于位于东部地区的企业而言,数字化转型的估计系数在1%的显著性水平上显著($\beta=0.026, p<0.01$);位于西部地区的企业,数字化转型的估计系数在5%的显著性水平上显著($\beta=0.018, p<0.05$);而在中部地区则在统计上不显著($\beta=0.006, p>0.1$)。这表明,数字化转型对东西部地区的企业的绿色创新绩效存在着促进作用,而对于中部地区企业则不明显。因此,东西部地区企业数字化转型效果优于中部地区企业。这可能是由于我国东部地区率先开始进行数字化改革与应用,加快了企业数字化转型的速度,从而促进了企业绩效的提升;而西部和中部地区在数字化改革方面相对滞后,企业参与数字化转型的程度相对较弱。此外,由于我国东部的交通基础设施建设水平相对更高,配套的创新人才支撑和资源相对丰富,为数字化转型赋能企业创新能力带来了更强的促进作用(刘杰,2022)。

(2)创新合作异质性分析。企业与外部机构开展创新合作时,可以通过企业多样化的合作方式提高自身创新能力。当企业开展的创新合作越多,对外部知识和信息的获取更加完善和全面,可以更好地提高企业数字化转型所提供的技术生产要素的使用频率和效率。因此,本文考虑企业创新合作的差异性,考察企业是否开展创新合作对企业数字化转型和绿色创新的影响。表7中(4)列、(5)列报告了创新合作异质性对企业数字化转型和绿色创新的影响,结果显示,对于开展了创新合作的企业而言,数字化转型的估计系数在1%的显著性水平上显著($\beta=0.201, p<0.01$);对于没有开展创新合作的企业而言,数字化转型的估计系数明显下降,且在10%的显著性水平上显著($\beta=0.003, p<0.1$)。根据连玉君和廖俊平(2017)的做法,为了判断二者差异是否显著,本文进一步进行支持面板数据的似无相关检验(SUEST检验),检验结果显示,分组检验系数显著在1%水平上显著($\beta_0=0.035, p<0.01$),这表明两组之间系数存在明显差异。这表明,数字化转型对开展创新合作的企业的绿色创新绩效存在着更为显著的促进作用。因此,开展创新合作的企业数字化转型效果优于未开展创新合作的企业。

(3)高管党员比例的异质性分析。党组织嵌入公司治理中,能够显著提高企业的环保投资和社会责任等企业绿色行为(王舒扬等,2019),进而影响企业的绿色创新。与西方企业制度不同,党组织也是公司治理框架中重要的一换,发挥着重要的作用,高管中党员比例越高,基层党组织嵌入公司治理的程度越高。企业的基层党组织是企业与政府沟通的重要纽带,如果高管党员比例较高,那么企业就更愿意贯彻“创新、协调、绿色、开放、共享”的发展理念,党组织能够促使企业通过绿色技术创新参与社会治理和环境保护。因此,本文考虑高管党员比例的差异性,检验高管党员比例对数字化转型与绿色创新关系的影响,参考王舒扬等(2019)

表6 机制检验结果

变量	GI	技术资本(TC)	GI	融资约束(FC)	GI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DT	0.023*** (8.67)	0.098*** (15.33)	0.022*** (8.45)	-0.031*** (-22.06)	0.021*** (7.92)
TC			0.004 (1.45)		
FC					-0.055*** (-3.93)
Bootstrap 方法 间接效应检验	中介变量:技术资本		中介变量:融资约束		
	0.002*** (LLCI=0.001,ULCI=0.003)		0.001*** (LLCI=-0.001,ULCI=-0.0006)		
	机制有效-正向传导		机制有效-正向传导		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.064	0.023	0.064	0.346	0.069
N	21106	21106	21106	21106	21106

注:括号中的数据为 t 统计值;*表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$ 。

相关研究,把高管的党员比例以 50% 为标准设置为高比例组和低比例组进行分组检验。表 7 中(6)列、(7)列展示了高管党员比例对两者关系影响,结果显示,高管党员比例较高的企业,数字化转型的系数($\beta=0.023, p<0.01$)显著为正,而高管党员比例较低的企业数字化转型系数值($\beta=0.018, p<0.01$)明显下降,进一步 SUEST 检验(连玉君和廖俊平,2017),检验结果显示,分组检验系数显著在 1% 水平上显著($\beta_0=0.042, p<0.01$),这表明两组之间系数存在明显差异。这表明,高管党员比例正向调节数字化转型与绿色创新的正向关系,即党组织嵌入公司治理显著增强了企业数字化转型的效果。

表 7 异质性检验结果

变量	GI	GI	GI	GI	GI	GI	GI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
DT	0.026*** (8.12)	0.006 (1.05)	0.018** (2.57)	0.003* (1.79)	0.201*** (8.54)	0.018*** (2.70)	0.023** (2.06)
SUEST 检验				系数差值 $\beta_0=0.035, p<0.01$		系数差值 $\beta_0=0.042, p<0.01$	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.071	0.018	0.037	0.026	0.115	0.025	0.027
N	14810	3433	2863	18559	2547	3681	1364

注:括号中的数据为 t 统计值;* 表示 $p<0.1$, ** 表示 $p<0.05$, *** 表示 $p<0.01$ 。

五、研究结论

基于资源基础理论,本文探讨了数字化转型对企业绿色创新的影响,以所有权性质、制度环境、企业战略风险承担为调节变量,检验数字化转型在不同情境下对绿色创新的作用。主要研究结论如下:①企业数字化转型能够显著地提升绿色创新绩效,即企业进行数字化转型后能够提升企业的绿色专利申请数量和授权数量,通过稳健性检验,数字化转型也会导致绿色专利质量提升;②情境变量的影响方面,相比民营企业,国有企业数字化转型对绿色创新的促进作用更明显;制度环境正向调节数字化转型与企业绿色创新的关系,即良好的制度环境下数字化转型对绿色创新绩效的提升更明显;而战略风险承担则在数字化转型与绿色创新起负向调节作用。进一步分析发现,机制分析表明企业数字化转型通过技术资本和融资约束来促进绿色创新;异质性分析表明,企业数字化转型对绿色创新的影响,在我国东西部地区、开展创新合作及党员比例较高的企业中表现更为显著。

本文的理论贡献主要体现在:①构建了数字化转型对企业绿色创新影响的理论模型,基于资源基础理论,阐述了企业数字化转型过程中为绿色创新提供了硬环境和软环境资源支持,回应了焦豪等提出的数字化转型过程企业动态能力的作用机制和作用效果(焦豪等,2021),也回应了数字化转型在企业实际经营中应用形式的探索(Denicolai et al, 2021)。②提出了所有权性质、制度环境及战略风险承担等不同情境变量对企业数字化转型对绿色创新影响的调节机制,为企业数字化转型对创新影响的相关研究提供新视角,针对刘志阳等提出的数字创新中国情境应用进行深入拓展(刘志阳等,2021),本文重点关注国有企业,为国有企业数字化战略变革提供新的理论支持(戚聿东等,2021)。

此外,研究结论对我国企业的数字技术应用、绿色转型具有重要的实践启示。①企业应合理利用自身资源,加速数字技术应用和数字化转型,以提升自身综合实力;企业应该借助大数据,提升创新资源的利用水平,提升创新成果转化效率,提高绿色创新的产出和质量。②在政策支持上,政府可以推动企业数字化平台建设,加速数字技术应用普及,通过数据平台监管企业经营信息,对企业有关污染活动及绿色创新活动进行精准识别,提高监督效力和政府补贴资金配置效率和效果,为企业提升绿色创新提供有效的政策支持;加强监管,打造良好市场创新环境;同时,减少地方商品保护,促进市场要素自由流动和市场有效竞争,优化市场环境与创新资源配置,激励企业践行绿色创新。

参考文献

- [1] 边明英, 俞会新, 2022. 供应商绿色压力对交通运输企业绿色创新行为的影响[J]. 技术经济, 41(5): 25-38.
- [2] 蔡跃洲, 2021. 中国共产党领导的科技创新治理及其数字化转型——数据驱动的新型举国体制构建完善视角[J]. 管理世界, 37(8): 30-46.
- [3] 池毛毛, 王俊晶, 王伟军, 2021. 数字化转型背景下企业创新绩效的影响机制研究——基于 NCA 与 SEM 的混合方法

- [J]. 科学学研究: 1-19.
- [4] 池毛毛, 叶丁菱, 王俊晶, 等, 2020. 我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角[J]. 南开管理评论, 23(3): 63-75.
- [5] 范红忠, 王子悦, 陶爽, 2022. 数字化转型与企业创新——基于文本分析方法的经验证据[J]. 技术经济, 41(10): 34-44.
- [6] 何文彬, 2021. 数字化转型与我国制造业全球价值链攀升效应研究[J]. 统计与决策, 37(10): 97-101.
- [7] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之, 2019. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, (9): 155-173.
- [8] 焦豪, 杨季枫, 王培暖, 等, 2021. 数据驱动的企业动态能力作用机制研究——基于数据全生命周期管理的数字化转型过程分析[J]. 中国工业经济, (11): 176-194.
- [9] 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[J]. 经济研究, 55(9): 192-208.
- [10] 李欣融, 孟猛, 雷家骥, 2022. 地理距离对企业社会责任的影响研究[J]. 管理学报, 19(2): 254-262.
- [11] 连玉君, 廖俊平, 2017. 如何检验分组回归后的组间系数差异?[J]. 郑州航空工业管理学院学报, 35(6): 97-109.
- [12] 刘杰, 2022. 扩内需背景下供应链数字化转型对商贸零售业运营绩效的影响——基于我国省域面板数据的经验分析[J]. 商业经济研究, (17): 17-20.
- [13] 刘金科, 肖翊阳, 2022. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 57(1): 72-88.
- [14] 刘洋, 董久钰, 魏江, 2020. 数字创新管理: 理论框架与未来研究[J]. 管理世界, 36(7): 198-217.
- [15] 刘志阳, 林嵩, 邢小强, 2021. 数字创新创业: 研究新范式与新进展[J]. 研究与发展管理, 33(1): 1-11.
- [16] 卢宝周, 尹振涛, 张妍, 2021. 传统企业数字化转型过程与机制探索性研究[J]. 科研管理, (4): 1-16.
- [17] 逯东, 宋昕倍, 2021. 媒体报道、上市公司年报可读性与融资约束[J]. 管理科学学报, 24(12): 45-61.
- [18] 戚聿东, 杜博, 温馨, 2021. 国有企业数字化战略变革: 使命嵌入与模式选择——基于3家中央企业数字化典型实践的案例研究[J]. 管理世界, 37(11): 137-158.
- [19] 齐绍洲, 林岫, 崔静波, 2018. 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, 53(12): 129-143.
- [20] 尚洪涛, 吴桐, 2022. 企业数字化转型、社会责任与企业价值[J]. 技术经济, 41(7): 159-168.
- [21] 邵云飞, 周湘蓉, 杨雪程, 2022. 从0到1: 数字化如何赋能创新生态系统构建?[J]. 技术经济, 41(6): 44-58.
- [22] 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[J]. 南方经济, (9): 118-138.
- [23] 沈红波, 张金清, 张广婷, 2019. 国有企业混合所有制改革中的控制权安排——基于云南白药混改的案例研究[J]. 管理世界, 35(10): 206-217.
- [24] 汤倩, 罗福凯, 刘源, 等, 2021. CEO多职业背景对企业技术资本积累的影响——基于沪深A股上市公司数据的研究[J]. 会计研究, (11): 88-101.
- [25] 唐跃军, 左晶晶, 2014. 所有权性质、大股东治理与公司创新[J]. 金融研究, (6): 177-192.
- [26] 王强, 王超, 刘玉奇, 2020. 数字化能力和价值创造能力视角下零售数字化转型机制——新零售的多案例研究[J]. 研究与发展管理, 32(6): 50-65.
- [27] 王舒扬, 吴蕊, 高旭东, 等, 2019. 民营企业党组织治理参与对企业绿色行为的影响[J]. 经济管理, 41(8): 40-57.
- [28] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等, 2021. 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, 37(7): 130-144.
- [29] 吴育辉, 田亚男, 陈韞妍, 等, 2022. 绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J]. 管理世界, 38(6): 176-193.
- [30] 武力超, 李惟简, 陈丽玲, 等, 2022. 智慧城市建设对绿色技术创新的影响——基于地级市面板数据的实证研究[J]. 技术经济, 41(4): 1-16.
- [31] 肖静, 曾萍, 2023. 数字化能否实现企业绿色创新的“提质增量”? ——基于资源视角[J/OL]. 科学学研究: 1-19 [2023-03-01]. DOI:10.16192/j.cnki.1003-2053.20220905.001.
- [32] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等, 2022. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 38(12): 220-237.
- [33] 杨震宁, 赵红, 2020. 中国企业的开放式创新: 制度环境、“竞合”关系与创新绩效[J]. 管理世界, 36(2): 139-160.
- [34] 易加斌, 张梓仪, 杨小平, 等, 2021. 互联网企业组织惯性、数字化能力与商业模式创新: 企业类型的调节效应[J/OL]. 南开管理评论: 1-27 [2023-03-01]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20211111.1430.004.html>.
- [35] 张国胜, 杜鹏飞, 2022. 数字化转型对我国企业技术创新的影响: 增量还是提质?[J]. 经济管理, 44(6): 82-96.
- [36] 张叶青, 陆瑶, 李乐芸, 2021. 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, 56(12): 42-59.
- [37] 赵宸宇, 王文春, 李雪松, 2021. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 42(7): 114-129.
- [38] 郑帅, 王海军, 2022. 数字化转型何以影响枢纽企业创新绩效? ——基于模块化视角的实证研究[J]. 科研管理, 43

- (11): 73-82.
- [39] ABOELMAGED M, 2018. Direct and indirect effects of eco-innovation, environmental orientation and supplier collaboration on hotel performance: An empirical study[J]. *Journal of Cleaner Production*, 184: 537-549.
- [40] BURKI U, DAHLSTROM R, 2017. Mediating effects of green innovations on interfirm cooperation [J]. *Australasian Marketing Journal*, 25(2): 149-156.
- [41] BURKI U, ERSOY P, NAJAM U, 2019. Top management, green innovations, and the mediating effect of customer cooperation in green supply chains[J]. *Sustainability*, 11(4): 1031.
- [42] DENICOLAI S, ZUCCHELLA A, MAGNANI G, 2021. Internationalization, digitalization, and sustainability: Are SMEs ready? A survey on synergies and substituting effects among growth paths[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 166: 120650.
- [43] DEVERS C E, MCNAMARA G, WISEMAN R M, et al, 2008. Moving closer to the action: Examining compensation design effects on firm risk[J]. *Organization Science*, 19(4): 548-566.
- [44] FORMAN C, VAN ZEEBROECK N, 2019. Digital technology adoption and knowledge flows within firms: Can the internet overcome geographic and technological distance?[J]. *Research Policy*, 48(8): 103697.
- [45] GARCIA-ROSELL J, 2019. A discursive perspective on corporate social responsibility education: A story co-creation exercise[J]. *Journal of Business Ethics*, 154(4SI): 1019-1032.
- [46] GONZÁLEZ-MORENO Á, TRIGUERO Á, SÁEZ-MARTÍNEZ F J, 2019. Many or trusted partners for eco-innovation? The influence of breadth and depth of firms' knowledge network in the food sector[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 147: 51-62.
- [47] JOSHI A M, NERKAR A, 2011. When do strategic alliances inhibit innovation by firms? Evidence from patent pools in the global optical disc industry[J]. *Strategic Management Journal*, 32(11): 1139-1160.
- [48] PORFIRIO J A, CARRILHO T, FELICIO J A, et al, 2021. Leadership characteristics and digital transformation[J]. *Journal of Business Research*, 124: 610-619.
- [49] XU D, ZHOU K Z, DU F, 2019. Deviant versus aspirational risk taking: The effects of performance feedback on bribery expenditure and R&D intensity[J]. *Academy of Management Journal*, 62(4): 1226-1251.
- [50] ZHOU K Z, GAO G Y, ZHAO H, 2017. State ownership and firm innovation in China: An integrated view of institutional and efficiency logics[J]. *Administrative Science Quarterly*, 62(2): 375-404.

How Does Enterprise Digital Transformation Affect Green Innovation Performance?

Meng Mengmeng¹, Tan Jing², Wang Yuanqing¹, Li Xinrong³, Lei Jiasu³

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China;

2. School of Modern Post, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China;

3. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: Under the achieve carbon peaking and carbon neutrality goals, the application of digital technology has become an important way for enterprises to promote green innovation. Relying on resource-based theory, taking the data of Chinese A-shared listed companies between 2009 and 2019, how digital transformation affects the green innovation of Chinese corporations was focused on. The results show that corporate digital transformation can positively promote green innovation. State-owned enterprises have a stronger impact on promoting green innovation through digital transformation than private enterprises, and the institutional environment positively moderates the relationship between digital transformation and green innovation, while strategic risk-taking plays a negative moderating role in digital transformation and green innovation. Furthermore, the mechanism tests indicate that technological capital and financing constraints played a mediating effect between corporate digital transformation and green innovation. The heterogeneity analysis shows that the impact of digital transformation on the promotion of green innovation is more significant in the context of East China's companies, companies with innovative collaborations and companies with a higher proportion of party members in top managers. The findings have important implications for digital technology application and green transformation of Chinese enterprises.

Keywords: digital transformation; green innovation; state-owned enterprises; institutional environment; strategic risk taking