

数字化转型对企业绿色创新的影响机制研究

——基于有调节的中介效应模型

石虹,余少龙

(贵州大学经济学院,贵州贵阳550025)

摘要:数字化为企业绿色创新提供了新动能。基于2012—2021年沪深A股制造业上市公司的数据,实证研究数字化转型对企业绿色创新的影响效应及其作用机制。研究发现:数字化转型推动了企业绿色创新。经过工具变量法等稳健性检验后,该结论依然成立。并且,这一推动作用在国有企业、有政治关联的企业和重污染企业中表现得尤为显著。机制检验发现,数字化转型可以通过提高人力资本水平推动企业绿色创新,媒体关注在这一实现路径中起到了正向调节作用。进一步研究发现,数字化转型、绿色创新以及二者的协同作用均能提高企业环境绩效。上述结论为充分发挥数字化转型对企业绿色创新的推动作用,助力“双碳”目标实现提供了启示。

关键词:数字化转型;绿色创新;人力资本水平;媒体关注;有调节的中介效应

中图分类号:F204;F29 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)05-0089-11

DOI:10.20211/j.cnki.jnufe.2024.05.009

一、引言与文献综述

当前,我国生态环境破坏和资源浪费等问题日益严重,亟须加快发展方式绿色转型,稳步推进碳达峰和碳中和。企业绿色创新是实现“双碳”目标、经济可持续发展的重要支撑。2021年,国务院印发的《2030年前碳达峰行动方案》指出,“碳达峰”的重点任务之一是实施绿色低碳科技创新行动。党的二十大报告再次强调要“加快节能降碳先进技术研发和推广应用”。然而,缺乏持续稳定的资金投入、过长的研发周期以及经济效益的不确定性过高等问题抑制了企业进行绿色创新的积极性^[1]。因此,如何解决上述问题以推动企业绿色创新值得深入研究。随着数字经济爆发式增长,企业不断推进数字化转型,缓解了内外部信息不对称的问题,提高了资源配置的效率,为推动绿色创新提供了新的动力。那么,数字化转型是否真正推动企业绿色创新?其实现路径是什么?该实现路径又受到哪些因素的影响?研究这些问题有助于充分发挥数字化转型对绿色创新的推动作用,从而助力“双碳”目标实现。

关于企业绿色创新的影响因素研究大多集中在企业、政府和市场三个层面。从企业自身来看,融资约束和绿色创新意愿是影响企业绿色创新的重要因素。王永贵和李霞^[2]的研究表明,政府研发补助为企业绿色创新提供了资金支持,并提高了企业的绿色创新意愿。朱朝晖等^[3]发现,“绿色工厂”认定可以与绿色信贷和政府环境补贴政策形成协同效应,助力企业获得更多的政府环保补助,从而缓解绿色创新

收稿日期:2023-11-25;修回日期:2024-02-09

基金项目:贵州省理论创新课题专项项目“振兴贵州装备制造业对策研究”(GZLCZB-2022-3-10);贵州省高校人文社会科学研究基地项目“马克思主义经济学与‘双碳’目标的地方实践研究”(23GZGXRWJD021)

作者简介:石虹(1976—),女,贵州贵阳人,贵州大学经济学院副教授,硕士生导师,研究方向为高质量发展;余少龙(2000—),男,湖南岳阳人,通讯作者,贵州大学经济学院硕士研究生,研究方向为绿色创新。

的资金约束。此外,张玉明等^[4]研究表明,提高企业信息透明度可以通过降低外部融资成本和增强内部绿色创新意愿来推动企业绿色创新。从政府层面来看,政府政策对绿色创新有引导作用。王馨和王莹^[5]以《绿色信贷指引》的发布为准自然实验进行研究,发现绿色信贷政策为企业提供了多元化的融资渠道,降低了融资门槛,促进了企业绿色创新。周肖肖等^[6]则构建了“银行-污染企业-非污染企业”的演化博弈动态模型,以厘清绿色信贷政策推动绿色创新的内在机制。陶锋等^[7]研究表明,环保目标责任制能够推动绿色创新数量提升,但会导致绿色创新质量下降,而实质审查制度能够抵消这种扭曲效应。从市场因素来看,郑志强等^[8]的研究表明,消费者环境偏好和市场竞争对绿色创新有推动作用。侯超惠等^[9]则发现,资本市场开放可以通过缓解融资约束和提高环境信息披露水平推动绿色创新。

关于数字化转型对企业绿色创新的影响研究主要集中在直接影响和机制检验两个方面。研究表明,数字化转型可以推动企业绿色创新,但由于数字化转型进展缓慢且不连续,在中短期内无法推动绿色创新^[10]。就作用机制而言,研究重点关注数字化转型如何促使企业自身发生蜕变,从而助力企业绿色创新。例如,研究发现,数字化转型通过提高企业的信息共享水平和知识整合能力^[11]、提高吸收能力和增强内部控制手段^[12],以及增加人力资源和财力资源投入^[13],进而优化企业人力资本结构和提升产学研合作水平^[14]来推动绿色创新。另外,Mubarak *et al.*^[15]研究表明,数字化转型还通过加强企业与利益相关者的合作促进了绿色创新。

综上所述,现有研究已从多个方面考察企业绿色创新的影响因素及数字化转型对企业绿色创新的作用机制,但鲜有研究将人力资本水平和媒体关注纳入统一的分析框架中,以检验二者在数字化转型推动企业绿色创新中的作用。本文基于2012—2021年中国制造业上市公司的数据,检验数字化转型对企业绿色创新的影响机制。边际贡献在于:第一,检验企业进行绿色创新的关键因素——人力资本水平,在数字化转型推动企业绿色创新过程中的中介效应。同时,将媒体关注纳入机制检验框架,构建有调节的中介效应模型,发现媒体关注在数字化转型对绿色创新的直接和间接影响中存在调节效应。这为企业重视媒体关注、接受公众监督、推动企业绿色创新提供实证参考。第二,基于企业所有权性质、政治关联以及所处行业类型进行异质性分析,为厘清不同类型企业数字化转型对绿色创新的影响做出有益补充,进而为政府制定针对性数字经济政策提供实证参考。第三,研究发现企业进行数字化转型和绿色创新均能提高企业环境绩效,且二者的协同效应对企业环境绩效有推动作用。这为微观主体承担环境责任,助力“双碳”目标实现提供经验证据。

二、理论机制与研究假说

(一) 数字化转型与绿色创新

绿色创新需要持续稳定的资金投入,同时面临绿色技术研发周期长、经济效益不确定性较高等问题,这可能导致企业利润的大幅度波动。因此,大部分企业对绿色创新的投入较少,积极性不高。数字化转型通过缓解融资约束、增加创新投入、打破环境信息约束以及实现绿色创新的经济效益,推动企业绿色创新。首先,从绿色创新的资金获取和资源投入来看,企业推进数字化转型往往伴随着技术革新,向外界传递出积极推动创新的信号,吸引投资者和金融机构的资金投入,拓宽了企业进行绿色创新的融资渠道,缓解了融资约束^[16]。数字技术和数据要素作为企业保持核心竞争力的重要资源,激发了企业进行绿色创新的活力,增加了企业对绿色创新的资源投入^[17],推动了绿色创新。其次,数字化转型推动了企业数字化信息系统建设,加强了对业绩和环保等信息的披露,缓解了信息不对称问题^[18],使监管部门和投资者能够实时掌握企业环保行为,督促企业进行绿色创新。最后,从如何实现绿色创新的经济效益来看,数字技术的发展使企业能够及时把握市场需求与企业发展方向^[19],为绿色技术和产品创新提供参考,进而为企业创造新的利润、提高自身竞争力提供方向。同时,数字技术推动了消费者产品需求多样化,企业必须不断推出新产品以满足消费者需求,这激励企业进行绿色创新以提高产品差异化,从而保持市场竞争力。产品和技术的迅速革新使得企业获得更多收益,企业在通过绿色创新增加经济效益的同时,会加大绿色创新投入,进一步开发绿色技术,形成良性循环,最终提升绿色创新水平。基于以上分析,提出假说1。

假说1:数字化转型推动了企业绿色创新。

(二) 数字化转型、人力资本水平与绿色创新

企业数字化转型离不开对信息技术的充分应用,而高素质劳动力是充分利用信息技术的关键。因此,在推进数字化转型的过程中,企业会相应提高人力资本水平。具体来说,数字化转型通过提升现有员工素养和优化人力资本结构两方面来提高企业整体人力资本水平。从提升现有员工素养来看,数字化转型过程中数字技术的应用要求员工及时掌握相关技能。面对激烈的竞争环境,员工会主动学习数字技能,提升数字素养,这推动了企业现有的人力资本水平的提高。从优化人力资本结构来看,数字化转型的劳动力替代效应导致企业对高技能劳动力的需求增加,对低技能劳动力的需求产生挤出作用^[20]。而劳动力互补效应由于数字技术参与,创造出更多的高技能劳动岗位。因此,数字化转型通过劳动力替代和互补效应优化了企业人力资本结构^[21]。本质上,技术创新是实现知识创造的过程,企业人力资本水平越高,越有利于知识创造这一过程的迅速实现。首先,数字化转型创造的知识红利和创意红利会提高人力资本水平,进而促进企业绿色创新^[22]。其次,在企业将人力资本投入绿色创新的过程中,人才聚集有助于发挥绿色创新的技术扩散效应^[14]。最后,相关人员可以通过数字化平台及时进行信息交流,并通过“干中学”进一步提升自身创新能力,培养创新意识,推动企业绿色创新。基于以上分析,提出假说2。

假说2:数字化转型可以通过提高企业人力资本水平来促进绿色创新。

(三) 数字化转型、媒体关注与绿色创新

媒体是公众和政府监督企业进行节能减排、污染治理的重要渠道。因此,在数字化转型推动企业绿色创新的过程中,媒体关注的舆论导向以及信息披露功能能够有效增强企业的外部关注。根据声誉理论,外部关注所形成的舆论压力提高了企业污染的声誉成本,促使企业增加环保投入,推动绿色创新。具体而言,正面的媒体报道,如对企业推进数字化转型和促进绿色技术创新的报道,有助于企业建立良好公众形象,激发企业绿色创新积极性,进而继续增加研发资金投入。而负面的媒体报道,如与会计相关的、不深入的以及来自权威媒体的负面报道,会使企业公众形象受损,信誉度降低。舆论压力使得有关部门对企业融资进行严格监管,提高了企业融资难度,导致企业获取资金困难,从而减少研发投入,最终阻碍绿色创新进程^[23]。

就媒体关注在数字化转型提高人力资本水平中的作用来看,企业提高人力资本水平主要通过招聘高学历员工。然而,在数字化转型过程中,媒体负面报道限制了企业的学历筛选,使企业在招聘高技能劳动力时受到约束。同时,负面报道会损害企业社会信誉,增加企业生产经营压力。当面临来自投资者、股东等利益相关者的较大压力时,企业会聚焦经营和成本优化,减少包括人力资本在内的其他投入。因此,媒体负面报道越多,数字化转型提高人力资本水平的作用就越弱。此外,现实中媒体为了利益迎合企业需求而有选择性地报道利好消息^[24],这将导致外界对企业的监督效果减弱,难以发挥外部监督推动企业结构优化的作用,进而促使企业人力资本结构趋于僵化,人力资本水平难以有效提升。就媒体关注在人力资本推动企业绿色创新中的作用来看,媒体负面报道使监管部门和企业面临的关于环境问题的舆论压力加大。监管部门会通过一系列相关政策来督促或支持企业进行绿色创新。在政府背书的作用下,企业积极推动绿色转型的信号得以传递,吸引相关人才聚集,为企业优化人力资本结构、推动绿色创新提供良好的外部环境。同时,企业为维护社会形象和响应政府政策,会将更多的资金和人力资本投入绿色创新中,进一步推动绿色创新。基于以上分析,提出假说3。

假说3:媒体关注在数字化转型推动绿色创新中有负向调节效应,但对数字化转型提高人力资本水平进而促进绿色创新的实现路径则有正向调节效应。

作用机制如图1所示。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

以2012—2021年沪深A股制造业上市公司

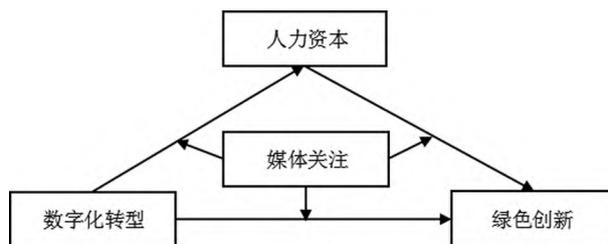


图1 有调节的中介效应

为样本并进行如下处理:(1)剔除ST、*ST、已退市企业;(2)部分缺失数据以线性插值法填补,对数据缺失过多的企业样本进行剔除;(3)对所有连续变量进行前后各1%的缩尾处理。相关数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)、国泰安(CSMAR)以及Wind数据库。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

企业绿色创新(Gti)。首先,使用专利数据衡量企业创新可以准确量化出企业的创新产出^[7];其次,绿色专利申请量能更加直观地反映企业进行绿色创新的意愿以及绿色创新水平,因此,以绿色专利申请量来衡量企业绿色创新更加契合本文研究目的;最后,考虑到右偏分布的问题,借鉴已有研究将绿色专利申请量加1后取自然对数^[25]。

2. 核心解释变量

数字化转型(Dig)。借鉴吴非等^[26]的研究,以企业年报中数字化转型关键词总词频加1后取自然对数衡量。

3. 机制变量

人力资本水平($Human$),以企业本科及以上学历员工数量占总员工数量的比例来衡量。

媒体关注($Media$),由于利益驱动,媒体可能会迎合企业进行选择性报道,但负面报道是对企业某种问题的监督批评,可以有效规避选择性报道行为;另外,相对于正面报道,负面报道更能引起社会反响、市场反应以及企业注意^[27]。基于此,本文使用媒体负面报道总数来衡量媒体关注,该变量取自然对数。

4. 控制变量

为控制其他影响绿色创新的企业特征,选取如下控制变量:企业规模($Size$),以总资产的自然对数衡量;资产负债率(Lev),以期末负债合计与总资产的比值衡量;盈利能力(Roa),以净利润与总资产的比值衡量;企业现金流($Cashflow$),以经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值衡量;上市时间($Listage$),以当年年份减去企业上市年份加1后的自然对数衡量;董事会规模($Board$),以董事会人数加1后取自然对数衡量;审计状况($Big4$),若当年企业由“四大”审计则取1,反之取0。

(三) 模型设定

1. 固定效应模型

构建时间、个体双固定的固定效应模型研究数字化转型对企业绿色创新的直接影响,模型设定如下:

$$Gti_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Gti_{it} 表示企业绿色创新, Dig_{it} 表示企业数字化转型, X_{it} 为控制变量, μ_i 和 θ_t 分别为个体、时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2. 中介效应模型

在式(1)的基础上构建中介效应模型考察数字化转型是否可以通过提高企业人力资本水平来推动绿色创新。模型设定如下:

$$Human_{it} = \delta_0 + \delta_1 Dig_{it} + \sum_{j=2}^n \delta_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Gti_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Dig_{it} + \gamma_2 Human_{it} + \sum_{j=3}^n \gamma_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Human_{it}$ 为中介变量人力资本水平。

3. 有调节的中介效应模型

参考已有研究,构建有调节的中介效应模型检验媒体关注在企业数字化转型推动绿色创新的传导路径中是否存在调节效应^[28]。第一步,检验企业数字化转型对绿色创新的直接影响是否受到调节变量媒体关注的影响,模型设定如下:

$$Gti_{it} = a_0 + a_1 Dig_{it} + a_2 Media_{it} + a_3 Dig_{it} \times Media_{it} + \sum_{j=4}^n a_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

第二步,检验人力资本水平在企业数字化转型推动绿色创新过程中的中介效应是否受到调节变量媒体关注的影响,模型设定如下:

$$Human_{it} = b_0 + b_1 Dig_{it} + b_2 Media_{it} + b_3 Dig_{it} \times Media_{it} + \sum_{j=4}^n b_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Gti_{it} = c_0 + c_1 Dig_{it} + c_2 Media_{it} + c_3 Dig_{it} \times Media_{it} + c_4 Human_{it} + c_5 Human_{it} \times Media_{it} + \sum_{j=6}^n c_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $Media_{it}$ 为调节变量媒体关注。

表1 描述性统计

变量名称	变量含义	观测值	平均值	标准差	最大值	最小值
<i>Gti</i>	绿色创新水平	9 542	0.759 0	1.079 1	7.065 6	0.000 0
<i>Dig</i>	数字化转型	9 542	0.362 0	0.577 5	8.653 0	0.000 0
<i>Media</i>	媒体关注	9 542	4.144 4	1.184 3	11.145 9	0.000 0
<i>Human</i>	人力资本水平	9 542	0.219 7	0.134 2	0.945 9	0.011 7
<i>Size</i>	企业规模	9 542	22.085 3	1.203 1	27.547 0	17.806 1
<i>Lev</i>	资产负债率	9 542	0.390 8	0.188 2	0.995 2	0.011 1
<i>Roa</i>	盈利能力	9 542	0.044 4	0.068 4	0.879 6	-0.673 9
<i>Cashflow</i>	企业现金流	9 542	0.047 9	0.066 9	0.664 1	-0.491 5
<i>Listage</i>	上市时间	9 542	2.011 8	0.732 9	3.401 2	0.693 1
<i>Board</i>	董事会规模	9 542	2.113 4	0.199 2	2.890 4	1.386 3
<i>Big4</i>	审计状况	9 542	0.045 4	0.208 1	1.000 0	0.000 0

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

如表2所示:列(1)中未加入控制变量,数字化转型对企业绿色创新的系数为0.156 6且在1%的水平上显著;列(2)中加入控制变量但未固定个体、时间,数字化转型对企业绿色创新的系数为0.219 2且在1%的水平上显著;列(3)中加入控制变量并固定个体、时间后,数字化转型对企业绿色创新的系数为0.069 0且在1%的水平上显著。上述结果表明,数字化转型程度每提高1%可以推动企业绿色创新水平提高0.069 0%,即推进数字化转型可以有效推动企业绿色创新。假说1得到证实。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量法

参考已有研究的思路构造工具变量,以工具变量法解决内生性问题^[11]。具体而言,使用数字化转型与基于两位数行业和省份分类的数字化转型均值的差额作为工具变量。由于数字技术的正外部性以及数据要素不受时空限制的特性,企业数字化转型很有可能受到地区数字经济发展、行业整体数字化程度的影响,即同省份和行业的数字化转型均值与企业数字化转型间存在一定的相关性,因此,以企业数字化转

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Gti</i>	<i>Gti</i>	<i>Gti</i>
<i>Dig</i>	0.156 6*** (0.023 4)	0.219 2*** (0.017 3)	0.069 0*** (0.026 1)
<i>Size</i>		0.332 7*** (0.011 6)	0.171 0*** (0.022 6)
<i>Lev</i>		0.412 4*** (0.068 4)	-0.264 7*** (0.087 1)
<i>Roa</i>		-0.011 1 (0.175 6)	-0.193 6 (0.145 3)
<i>Cashflow</i>		0.449 8*** (0.166 7)	0.202 8 (0.136 8)
<i>Listage</i>		-0.177 5*** (0.015 8)	-0.020 9 (0.027 8)
<i>Board</i>		-0.021 3 (0.052 0)	-0.026 1 (0.074 0)
<i>Big4</i>		0.531 4*** (0.051 3)	0.144 6* (0.080 7)
<i>Cons</i>	0.702 2*** (0.010 6)	-6.471 6*** (0.235 7)	-2.850 4*** (0.473 4)
个体固定	是	否	是
时间固定	是	否	是
Obs	9 542	9 542	9 542
R ²	0.033	0.195	0.196

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

型为基础构造的工具变量满足相关性要求;且将企业数字化转型与考虑行业、地区的数字化转型均值作差得到的工具变量,由于纳入了行业和地区的因素,不会直接影响企业绿色创新,满足外生性要求。如表3所示,Kleibergen-Paap rk LM statistic 为 257.840 且在 1% 的水平上显著,Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 为 4 615.399,通过不可识别检验和弱工具变量检验,因此工具变量选取合理。列(1)中工具变量对数字化转型的系数显著为正,证实了工具变量的相关性;列(2)中数字化转型对企业绿色创新的系数显著为正,这表明以工具变量法解决内生性问题后,企业推进数字化转型仍可提高绿色创新水平。

2. 滞后解释变量

为缓解反向因果关系导致的估计结果偏误,以滞后一期的数字化转型代替解释变量进行回归。如表3中列(3)所示,滞后一期的数字化转型对企业绿色创新的系数显著为正,这表明以滞后一期解释变量的方式缓解反向因果关系导致的内生性问题后,数字化转型仍可推动企业绿色创新。

3. 倾向得分匹配法

采用倾向得分匹配法减少样本自选择导致的估计结果偏误。具体而言,根据企业数字化转型的中位数赋值虚拟变量并构建 Logit 模型,采用 1:1 的最近邻匹配法进行倾向得分匹配。如表3中列(4)所示,数字化转型对企业绿色创新的系数显著为正,这表明以倾向得分匹配法缓解样本自选择导致的估计结果偏误后,数字化转型仍可推动企业绿色创新。

4. 替换被解释变量

绿色专利分为绿色发明专利和绿色实用新型专利两类,以绿色发明专利申请量($Gti1$)、绿色实用新型专利申请量($Gti2$)替换被解释变量进行稳健性检验。如表4中列(1)和列(2)所示,数字化转型对企业绿色创新的系数均显著为正,这表明替换被解释变量后,数字化转型仍推动了企业绿色创新。

5. 替换核心解释变量

参考已有研究,以企业年报 MD&A 中数字化关键词词频的比重为替代变量^[29]。如表4中列(3)所示,数字化转型对企业绿色创新的系数显著为正,这表明替换核心解释变量后,数字化转型对企业绿色创新仍有推动作用。

表3 内生性处理

变量	(1) <i>Dig</i>	(2) <i>Gti</i>	(3) <i>Gti</i>	(4) <i>Gti</i>
<i>Dig</i>		0.074 4** (0.032 4)		0.067 1** (0.031 1)
<i>L. Dig</i>			0.139 4*** (0.033 5)	
<i>IV</i>	0.974 4*** (0.002 1)			
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
Obs	9 542	9 542	7 424	7 300
R ²	0.743	0.165	0.196	0.183
Kleibergen-Paap rk LM statistic	257.840***			
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	4 615.399			

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

表4 稳健性检验

变量	(1) <i>Gti1</i>	(2) <i>Gti2</i>	(3) <i>Gti</i>	(4) <i>Gti</i>	(5) <i>Gti</i>
<i>Dig</i>	0.088 6*** (0.022 1)	0.083 6*** (0.014 2)	0.091 5* (0.051 6)	0.068 2** (0.026 5)	0.069 3** (0.029 0)
<i>Cons</i>	-2.343 2*** (0.400 2)	-3.977 8*** (0.226 7)	-2.984 4*** (0.468 8)	-3.216 9*** (0.486 4)	-3.271 6*** (0.512 4)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
省份×行业固定	否	否	否	是	否
Obs	9 542	9 542	9 542	9 542	8 060
R ²	0.195	0.138	0.186	0.678	0.193

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

6. 高阶联合固定

添加具体变量难以控制全部地区、行业特征,因此本文加入省份×行业的固定效应来控制地区特征与行业特征。如表4中列(4)所示,数字化转型对企业绿色创新的系数显著为正,这表明在控制地区、行业特征后,数字化转型仍可促进企业绿色创新。

7. 剔除直辖市样本

本文进一步剔除直辖市企业样本进行稳健性检验,如表4中列(5)所示,数字化转型对企业绿色创新的系数显著为正,这表明剔除直辖市企业样本后,数字化转型对企业绿色创新仍有推动作用。上述稳健性检验结果与前文结论基本一致,证实了前文结论的稳健性。

(三) 机制分析

如表5所示:列(1)为基准回归结果;列(2)中数字化转型对企业人力资本水平的系数显著为正,这表明推进数字化转型有助于企业优化人力资本结构,提高人力资本水平;列(3)中数字化转型、人力资本水平对绿色创新的系数均显著为正,数字化转型的系数为0.0553,低于基准回归中的0.0690,这表明人力资本水平在数字化转型促进绿色创新中产生了部分中介效应。Sobel检验的Z值为3.83且在1%的水平上显著,证实了存在中介效应。上述结果表明,数字化转型可以通过提高企业人力资本水平促进绿色创新。假说2得到证实。

如表6所示,列(1)中数字化转型与媒体关注的交互项系数显著为负,这表明媒体关注在数字化转型推动企业绿色创新中发挥了负向调节作用,即由于“市场压力”,媒体关注的加强对绿色创新反而有负向影响。列(2)中交互项系数显著为负,这表明媒体关注在数字化转型提高企业人力资本水平中有负向调节作用,即媒体关注在中介效应的前半段存在负向调节效应。企业推进数字化转型需要大量科技人才,但随着媒体关注加强,企业在招聘和解聘员工中的学历歧视受到约束。同时,媒体选择性报道行为会导致企业受到的外界监督减弱,无法发挥外部监督对企业优化人力资本结构的督促作用,因此,媒体关注在这一过程中产生了负向调节作用。列(3)中人力资本水平与媒体关注的交互项系数显著为正,这表明媒体关注在人力资本推动企业绿色创新中

表5 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Gti</i>	<i>Human</i>	<i>Gti</i>
<i>Dig</i>	0.0690*** (0.0261)	0.0223*** (0.0020)	0.0553** (0.0263)
<i>Human</i>			0.6171*** (0.1518)
<i>Cons</i>	-2.8504*** (0.4734)	-0.1175*** (0.0354)	-2.7779*** (0.4733)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
Obs	9542	9542	9542
R ²	0.196	0.092	0.202
Sobel test		3.83***	

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

表6 有调节的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Gti</i>	<i>Human</i>	<i>Gti</i>
<i>Dig</i>	0.1935*** (0.0548)	0.0303*** (0.0041)	0.2135*** (0.0569)
<i>Media</i>	-0.0462*** (0.0098)	0.0007 (0.0007)	-0.0787*** (0.0157)
<i>Dig × Media</i>	-0.0266** (0.0107)	-0.0018** (0.0008)	-0.0340*** (0.0111)
<i>Human</i>			-0.0808 (0.3029)
<i>Human × Media</i>			0.1589*** (0.0608)
<i>Cons</i>	-2.6564*** (0.4738)	-0.1207*** (0.0355)	-2.4444*** (0.4765)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
Obs	9542	9542	9542
R ²	0.197	0.093	0.207
Bootstrap 检验	<i>Media</i> 取低/中/高值:0.0842***/0.0963***/0.1047***		

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

有正向调节作用,即媒体关注在中介效应的后半段存在正向调节效应。面对媒体关注引发的环境问题相关舆论压力,政府部门会通过政策督促、引导企业进行绿色创新、推动绿色转型以减少污染排放;而企业为维护社会形象以及响应政府政策,会积极投入人力资本等资源到研发部门,进而推动企业绿色创新。因此,媒体关注在此过程中产生了正向调节作用。媒体关注在中介效应后半段的正向调节效应远大于前半段的负向调节效应,因此,媒体关注在整个传导路径中有正向调节效应。

利用 Bootstrap 法对上述有调节的中介效应进行检验,如表 6 所示,在 Bootstrap 抽样 3 000 次后媒体关注无论取低值、中值和高值,调节中介效应均显著存在。当媒体关注取低值时,企业人力资本水平的中介效应为 0.084 2;当媒体关注取中值时,企业人力资本水平的中介效应为 0.096 3;当媒体关注取高值时,企业人力资本水平的中介效应为 0.104 7。这表明调节变量媒体关注确实在数字化转型推动企业绿色创新的传导路径中有正向调节效应。综上所述,媒体关注虽然在数字化转型推动绿色创新这一直接过程中有负向调节效应,但在数字化转型提高人力资本水平进而推动绿色创新这一传导路径中有正向调节效应。假说 3 得到证实。

(四) 异质性分析

1. 所有权性质

由于所有权性质不同,在追求经济效益时,国有企业相较于非国有企业会更多地兼顾社会效益,更加重视环境污染等问题。基于此,依据所有权性质将总样本分为国有、非国有企业进行分组回归。如表 7 所示,列(1)中数字化转型对国有企业绿色创新的系数为 0.189 1 且在 1% 的水平上显著,列(2)中数字化转型对非国有企业绿色创新的系数为 0.060 4 且在 5% 的水平上显著。对比系数大小发现,数字化转型对国有企业绿色创新的系数远大于非国有企业,这表明数字化转型对国有企业绿色创新的推动作用要强于非国有企业。一方面,国有企业对社会责任的考量多于非国有企业,会更加重视环境问题,在推动数字化转型过程中会将环境因素考虑在内;另一方面,数字化转型与绿色创新均需要大量持续稳定的资金投入,国有企业在资金来源和资金稳定性上优于非国有企业,可以维持数字化转型和绿色创新资金投入的持续稳定。因此,数字化转型对国有企业绿色创新的推动作用较强。

2. 政治关联

官员任用、升迁等问题与环境治理绩效密切相关,因此有政治关联的企业会更加重视绿色创新。基于此,参考已有研究,依据董事长或总经理是否出任过政府官员识别企业政治关联,若出任过则认为存在政治关联,赋值为 1,反之为 0,并根据是否存在政治关联将总样本划分为有、无政治关联企业进行分组回归^[30]。如表 7 所示,列(3)中数字化转型对有政治关联的企业绿色创新的系数显著为正,列(4)中数字化转型对无政治关联的企业绿色创新的系数不显著。上述估计结果表明,有政治关联的企业进行数字化转型对绿色创新的推动作用要显著强于无政治关联的企业。企业进行绿色创新存在经济效益不确定性过高的风险,而有政治关联的企业较容易获取政府支持,可以及时接触到有关信息进而规避风险,这增强了企业风险承担信心,提高了企业绿色创新积极性。另外,无政治关联的企业管理层不存在与环境治理挂钩的晋升问题,企业会更加地关注数字化转型带来的经济效益而不是环境效益。因此,无政治关联的企业数字化转型对绿色创新的推动作用远不如具有政治关联的企业。

3. 行业类型

在我国现阶段的环境政策背景下,各类环境规制政策的成本惩罚效应不断加强,环境规制作用增强使得重污染企业的环境成本提高,倒逼重污染企业进行绿色创新。本文参考王玉林和周亚虹^[31]的做法,依据《上市公司环保核查行业分类管理名录》将总样本划分为重污染和非重污染企业。如表 7 所示,列(5)中数字化转型对重污染企业绿色创新的系数显著为正,列(6)中数字化转型对非重污染企业绿色创新的系数不显著。这表明数字化转型对重污染企业绿色创新的推动作用要强于非重污染企业。在环境规制的作用下,金融机构提高对重污染企业的融资门槛,导致企业融资成本、环境污染成本增加并逐渐内生化为企业生产经营成本,成本提高会倒逼重污染企业绿色转型。而在此过程中,

数字技术是实现绿色转型的重要路径,因此,数字化转型对重污染企业的绿色创新推动作用要强于没有转型压力的非重污染企业。

表7 异质性分析

变量	(1) 国有	(2) 非国有	(3) 有政治关联	(4) 无政治关联	(5) 重污染	(6) 非重污染
<i>Dig</i>	0.1891*** (0.0446)	0.0604** (0.0285)	0.1208*** (0.0317)	0.0304 (0.0330)	0.1594** (0.0710)	0.0491 (0.0302)
<i>Cons</i>	-7.4690*** (0.4507)	-2.8860*** (0.5533)	-7.5978*** (0.4260)	-3.4537*** (0.6172)	-1.2671* (0.7445)	-3.5266*** (0.6102)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
Obs	2580	6962	2948	6594	3169	6373
R ²	0.223	0.198	0.215	0.158	0.113	0.195

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

五、数字化转型与绿色创新的环境效应

本文研究目的是为微观主体助推“双碳”目标实现提供启示,因此,最终要落脚于企业数字化转型、绿色创新以及二者的协同作用是否能够产生环境效益,助推“双碳”目标实现。为进一步探讨数字化转型推动绿色创新带来的环境效益,构建如下模型:

$$EP_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} (Gti_{it}) + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$EP_{it+1} = \lambda_0 + \lambda_1 Dig_{it} + \lambda_2 Gti_{it} + \lambda_3 Dig_{it} \times Gti_{it} + \sum_{j=4}^n \lambda_j X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, EP_{it+1} 为企业环境绩效,以华证 ESG 评分中的环境评级得分 (E) 衡量,将环境评级得分从低到高赋值 1~9。如表 8 所示:列(1)和列(2)中数字化转型、绿色创新对企业环境绩效的系数均显著为正,这表明企业推进数字化转型、推动绿色创新均有助于提高企业环境绩效;列(3)中数字化转型与绿色创新的交互项对企业环境绩效的系数显著为正,这表明二者的协同效应对企业环境绩效有推动作用。因此,积极推进企业数字化转型,推动绿色创新是微观主体助力实现“双碳”目标的有效路径。

六、结论与建议

数字化转型为企业推动绿色创新进而实现“双碳”目标提供了新动能。本文基于 2012—2021 年制造业上市公司的数据,构建实证模型研究了企业数字化转型对绿色创新的影响及作用机制,研究发现:(1)数字化转型推动了企业绿色创新,该结论在使用工具变量法、倾向得分匹配法等方法进行稳健性检验后仍成立。(2)数字化转型可以通过提高企业人力资本水平推动绿色创新,媒体关注在这一实现路径的前半段发挥了负向调节效应,后半段发挥正向调节效应,总体上对这一实现路径存在正向调节效应。(3)国有、有政治关联以及重污染企业进行数字化转型对绿色创新的推动作用较强。(4)数字化

表8 环境效应

变量	(1) <i>EP</i>	(2) <i>EP</i>	(3) <i>EP</i>
<i>Dig</i>	0.1243*** (0.0372)		0.1241*** (0.0444)
<i>Gti</i>		0.0491*** (0.0149)	0.0425** (0.0168)
<i>Dig × Gti</i>			0.0330* (0.0178)
<i>Cons</i>	-3.5321*** (0.6529)	-3.7996*** (0.6388)	0.8566*** (0.2264)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
Obs	7424	7424	7424
R ²	0.078	0.085	0.086

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

转型、绿色创新以及二者协同作用可以提高企业环境绩效,助力“双碳”目标实现。

基于以上结论,有如下政策启示:(1)企业应积极推进数字化转型,不断提高自身数字化水平,充分把握数字经济发展带来的机遇;政府应加快完善地区数字基础设施建设,并通过相应政策鼓励数字技术应用进而助力企业数字化转型,企业与政府双向发力,积极推动云计算、大数据分析等数字技术在企业绿色研发过程中的应用,发挥数据要素对绿色创新的乘数效应,推动绿色创新的“提质增量”。(2)充分发挥人力资本在推动绿色创新中的关键作用。企业在推进数字化转型的过程中,应当重视自身人力资本水平的提升,通过招聘高技术人才来优化人力资本结构,提高人力资本水平;构建企业数字学习共享平台,推动现有员工掌握数字技术,增强劳动技能,以数字化转型反哺人力资本水平提高进而推动绿色创新。企业应重视外界关注,积极接受公众监督,减少媒体负面报道对绿色创新融资的影响,保障绿色创新资金的持续投入;同时,增强环保意识,积极履行社会责任,实现环境效益与经济效益的统一。(3)企业应以公开透明的招聘制度招聘高技能劳动力或对现有员工进行技能培训,减少媒体关注对数字化转型提高企业人力资本水平的负向调节作用;同时,积极发挥媒体的环境监督作用,增强媒体关注对人力资本推动绿色创新的正向调节作用,以助推绿色创新的“提质增量”,为实现“双碳”目标提供绿色技术支撑。(4)政府针对不同类型的数字化转型以及绿色创新,应当因地制宜、因企施策,在强化数字化转型对国有、政治关联以及重污染企业绿色创新的推动作用的同时,以相关政策扶持非国有、无政治关联以及非重污染企业的绿色创新,以期早日实现企业整体绿色转型。非国有、无政治关联的企业应当积极建立亲清政商关系,及时了解政府政策动向,贯彻响应政府政策引导,提高绿色创新意愿;非重污染企业虽然无较高的环境成本压力,但应当充分认识到数字化转型、绿色创新的环境效益,为实现“双碳”目标添砖加瓦。

参考文献:

- [1] 胡汉辉,申杰. 数字经济、绿色创新与“双碳”目标——“减排”和“增效”视角[J]. 南京财经大学学报,2023(4):79-88.
- [2] 王永贵,李霞. 促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济,2023(2):131-149.
- [3] 朱朝晖,林雯,曾爱民,等. “绿色工厂”认定对企业绿色创新的影响研究[J]. 当代财经,2023(7):3-16.
- [4] 张玉明,刘晗,李双. 信息透明度、环保关注与重污染企业绿色创新[J]. 科技进步与对策,2023,40(8):118-129.
- [5] 王馨,王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界,2021,37(6):173-188.
- [6] 周肖肖,贾梦雨,赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济,2023(6):43-61.
- [7] 陶锋,赵锦瑜,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济,2021(2):136-154.
- [8] 郑志强,马永健,范爱军. 环境偏好、市场竞争与企业绿色创新[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版),2023(4):125-136.
- [9] 侯超惠,陈全保,帅昭文. 资本市场开放与制造业企业绿色创新——基于沪深港通的经验证据[J]. 贵州财经大学学报,2023(4):101-110.
- [10] GHOBAKHLOO M, FATHI M. Industry 4.0 and opportunities for energy sustainability[J]. Journal of cleaner production,2021,295:126427.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 肖静,曾萍. 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]. 科学学研究,2023,41(5):925-935+960.
- [14] 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.

- [15] MUBARAK M F, TIWARI S, PETRAITE M, et al. How industry 4.0 technologies and open innovation can improve green innovation performance? [J]. *Management of environmental quality: an international journal*, 2021, 32(5):1007-1022.
- [16] 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.
- [17] LIU X, LIU F Z, REN X Y. Firms' digitalization in manufacturing and the structure and direction of green innovation[J]. *Journal of environmental management*, 2023, 335:117525.
- [18] 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.
- [19] HAO X L, LI Y H, REN S Y, et al. The role of digitalization on green economic growth: does industrial structure optimization and green innovation matter? [J]. *Journal of environmental management*, 2023, 325:116504.
- [20] 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.
- [21] 叶永卫, 李鑫, 刘贯春. 数字化转型与企业人力资本升级[J]. *金融研究*, 2022(12):74-92.
- [22] 庞瑞芝, 刘磊, 张帅. 数字化如何影响企业创新? ——基于人力资本和交易成本传导机制的视角[J]. *南开经济研究*, 2023(2):102-120.
- [23] 杨道广, 陈汉文, 刘启亮. 媒体压力与企业创新[J]. *经济研究*, 2017, 52(8):125-139.
- [24] 翟胜宝, 程妍婷, 许浩然, 等. 媒体关注与企业 ESG 信息披露质量[J]. *会计研究*, 2022(8):59-71.
- [25] 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.
- [26] 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.
- [27] 王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. *南开管理评论*, 2017, 20(6):83-94.
- [28] 温忠麟, 叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补? [J]. *心理学报*, 2014, 46(5):714-726.
- [29] 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.
- [30] 张天舒, 陈信元, 黄俊. 政治关联、风险资本投资与企业绩效[J]. *南开管理评论*, 2015, 18(5):18-27.
- [31] 王玉林, 周亚虹. 绿色金融发展与企业创新[J]. *财经研究*, 2023, 49(1):49-62.

(责任编辑:孔群喜;英文校对:谈书墨)

Research on the Impact and Mechanism of Digital Transformation on Green Innovation in Enterprises: A Mediation Effect Model Based on Regulation

SHI Hong, YU Shaolong

(School of Economics, Guizhou University, Guiyang 550025, China)

Abstract: Digitalization provides new momentum for enterprises to promote green innovation. Based on the data of A-share manufacturing companies listed in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2021, we empirically investigate the impact and mechanism of digital transformation on enterprises' green innovation. It is found that digital transformation promotes enterprises' green innovation, with this finding remaining valid after robustness tests using the instrumental variable method and other methods. This promotion effect is stronger in state-owned, politically connected, and heavily polluted enterprises. The mechanism test finds that digital transformation can promote green innovation by improving human capital, with media attention having a positive moderating effect. Further results suggest that digital transformation, green innovation, and their synergistic effects can improve firms' environmental performance. These findings provide insights into how digital transformation can be fully utilized to promote green innovation in enterprises and contribute to realizing the "dual-carbon" goal.

Key words: digital transformation; green innovation; human capital level; media attention; mediating effect with regulation