数字化转型能否促进企业绿色技术创新“提质增量”

——来自黄河流域资源型企业的经验证据

魏曙光，刘梦欣

（内蒙古科技大学经济与管理学院，包头 014010）

摘要：推动数字化转型、促进绿色技术创新“提质增量”是实施创新驱动发展战略和“双碳”目标的内在要求。以2015—2024年A股上市公司黄河流域资源型企业为研究样本，实证检验数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的影响及作用机制。研究表明，数字化转型正向促进企业绿色技术创新质量和数量。机制作用在于数字化转型提高了管理效率。ESG表现可以强化该促进作用。异质性检验表明，该作用在大规模企业中更为凸显。研究为实现中国经济高质量发展提供借鉴。

关键词：数字化转型；绿色技术创新；提质增量；黄河流域资源型企业

中图分类号：F273.1 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)08－0044－10

“双碳”目标下，中国正在加快构建绿色低碳循环发展经济体系，不断加快绿色经济发展方式的转型和升级，探寻绿色低碳可持续发展道路。2021年，“十四五”规划将绿色技术创新列为推动产业绿色转型与培育经济增长新动力的关键举措，从而催生出一批新产业、新业态、新模式[1]。然而，绿色技术创新因具有正外部性、高风险及收益不确定性等特征，在中国部分短期利益导向的企业中，往往停留于形式层面，难以实现实质性进展。这种“量多质低”的困境，不仅削弱了绿色技术创新的社会与环境效益，也限制了其经济潜力的充分发挥。因此，如何推动企业绿色技术创新“提质增量”成为重要的议题。

与此同时，在数字化转型的背景下，数字经济与实体经济深度融合，社会、环境价值越发成为构建企业持久竞争力的重要内容。一方面，数字化极大提高了社会透明度、缓解信息不对称，也促使利益相关者更加关注企业履行环境责任所带来的“隐形”价值；另一方面，通过数字化手段，企业可以实现对生产过程的精细化管理，提高生产效率、降低运营成本，进而提升企业绿色技术创新质量和数量。此外，中共中央、国务院印发的《黄河流域生态保护和高质量发展规划纲要》明确提出，“推动产业数字化、绿色化协同转型”，强化科技创新对绿色发展的引领作用。因此，深入探讨数字化转型是否会对黄河流域资源型企业的绿色技术创新“提质增量”，不仅契合国家战略导向，也对推动流域产业结构优化与绿色转型具有重要现实意义。

目前学者对数字化转型与企业绿色创新之间的关系展开了深入探究，其聚焦于微观层面和宏观层面。

微观层面，有学者研究发现数字化转型能够促进企业绿色创新。大数据、人工智能等数字技术提高了企业信息处理速度和知识吸收能力[2]，还可以重新降低企业运营成本、提升供应链话语权、促进联合创新，对企业绿色创新产生促进作用[3]。程茂笋[4]发现数字化转型主要通过缓解企业融资约束促进企业绿色创新“增量提质”。同时有学者将数字化转型分解为技术驱动与应用驱动。研究表明，技术驱动数字化转型赋能绿色创新“量质齐升”效果更佳[5]。通过加大企业数字投入、绿色投入等一系列研发投入，进而帮助企业实现绿色创新[6]，同时为了适应当今环境规制要求，最终实现对绿色创新的“提质增效”[7]。此外，也有学者发现数字化转型与企业绿色创新之间存在非线性关系。Yang和Xu[8]进一步发现，数字化转型对绿色实用新型专利申请

收稿日期：2025-11-30

基金项目：内蒙古自治区哲学社会科学规划(2024NDB150)；中央支持地方高校改革发展项目(KFSM－KDSK0202)

作者简介：魏曙光(1969—)，女，内蒙古包头人，博士，教授，硕士研究生导师，研究方向为区域绿色发展战略、财务管理；通信作者刘梦欣(2001—)，女，山东聊城人，硕士研究生，研究方向为区域绿色发展战略、财务管理。

产生抑制作用。王汀汀等[9]发现数字化转型对重污染企业的绿色创新具有双向效应,两者存在倒U形关系,即在数字化水平适度时企业可以通过数字技术驱动获得绿色创新优势,当数字化水平过高时会出现数据信息超载而陷入“技术鸿沟”,转型带来的数据要素与传统要素之间呈现断裂式的交互状态,阻碍企业绿色创新[10]。林永佳等[11]发现数字化转型与绿色创新之间存在网络效应,即随着数字化技术用户规模增加,数字化转型对绿色创新的促进作用会呈现跳跃式增强。敬莉和宁雄伟[12]发现企业数字化转型需要企业投入大量的人力、财力、物力,数字技术的应用并不能有效推动绿色技术创新。

宏观层面,产业的数字化转型正日益成为推动绿色技术创新的关键力量。LI等[13]发现数字化转型对劳动密集型产业的绿色技术创新促进作用比资本密集型产业更为突出。此外,有学者基于文本经验证据,研究发现文化产业数字化转型不仅能促进经济增长,还可以推动城市绿色发展。具备创新能力的城市能更好地应用数字化技术,在绿色转型过程中实现更高效的资源配置和技术创新[14]。董子怡和陈洁[15]发现数字化转型、产业协同集聚对制造业绿色创新效率的提升具有显著影响。鲁甜甜和柳渊[16]发现数字化转型能增强企业ESG表现对战略性新兴产业绿色技术创新的促进作用。

通过梳理国内外相关文献发现,虽然国内外学者研究视角日益多元化,但仍存在以下方面不足:①现有学者对数字化转型与企业绿色创新之间的关系展开深入研究,取得了丰硕成果,但是关于数字化转型与企业绿色技术创新质量和数量的研究匮乏,仍有必要进一步探讨。②缺乏关于数字化转型与企业绿色技术创新质量和数量之间深层次的内在机理研究。

本文的边际贡献在于:①在研究视角方面,现有研究多聚于沪深A股上市企业,缺乏对特定区域资源型企业的深入分析。聚焦于黄河流域资源型企业,具有重要的区域特定性。②在机制分析方面,从企业内部影响因素出发,将管理效率和ESG表现纳入研究框架,进一步打开二者之间的机制“黑箱”。③在异质性研究方面,考虑到不同规模迥异的企业可能会对二者之间的关系产生影响,对上述异质性进行深入研究,以期为不同规模企业通过数字化转型提升绿色技术创新的质量与数量提供经验借鉴。

1 理论分析与研究假设

1.1 数字化转型与企业绿色技术创新质量和数量

根据信息不对称理论,企业内外部信息是影响企业开展研发活动的重要因素。数字化转型通过利用数字工具,降低企业知识搜寻成本,加快信息传播速度、优化企业创新技术资源[17]。同时,数字化转型能够提高企业环境变化适应能力、研发能力和运行效率、企业可持续发展能力[18],从而提升企业绿色技术创新质量和数量。具体而言,一方面,数字化工具如大数据、人工智能、物联网等能够提升企业对环境信息的感知能力,降低绿色技术研发的不确定性,保障绿色技术创新研发的稳定推进,从而提高企业绿色技术创新质量和数量;另一方面,数字化转型通过快速捕捉市场信息和挖掘企业内部信息,进而通过数字工具进行有效整合和利用,从而实现内外部知识整合与协同创新,进而赋能绿色技术创新质量和数量。基于此,提出以下假设。

H1:数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量具有显著正向影响。

1.2 数字化转型、管理效率与企业绿色技术创新质量和数量

数字化转型能够显著提升企业的管理效率。资源型企业具有高能耗、高污染属性,业务流程涉及资源开采、加工等多个复杂环节,传统管理模式下易出现资源配置失衡、跨部门协同低效、成本管控粗放等问题,制约管理效能发挥。企业运用数字技术实现对大量数据收集、分析和共享,形成容易储备、高效应用且低成本复制的数据资本[19]:一方面可实现全业务流程数据实时采集与动态追踪,精准识别各环节资源需求、成本消耗及流程瓶颈,打破部门信息壁垒,提升跨部门协同响应速度;另一方面依托数字化工具减少人为干预与流程内耗,实现对生产设备和设施的实时监测和数据分析[20]。同时整合内外部资源与信息,强化管理决策的数据分析支撑,从而系统性提升企业整体管理效率,进一步促进资源型企业绿色技术创新。资源型企业绿色技术创新面临研发投入规模大、周期长、成本高,且需兼顾技术可行性、环保合规性与产业适配性的多重挑战,管理效率提升通过以下渠道破解上述难题:①优化研发资源配置,将资金、人力、设备等稀缺资源精准导向清洁生产、循环利用、生态修复等绿色创新关键领域,就会加快绿色技术转化应用,生产更多环保的高科技产品,从而提高绿色技

术创新质量和数量[21]；②降低研发成本，依托精细化管控压缩原材料、设备、能源等环节消耗，缓解成本压力，保障创新投入可持续性，兼顾数量扩张与质量升级；③提升研发决策科学性，整合技术、政策、市场等多维度数据，实现创新方向、方案选型的精准研判，推动创新成果贴合政策导向与实际需求，提升技术先进性、环保实效性，实现创新质量跃升。基于此，提出以下假设。

H2：数字化转型通过提升管理效率，进而促进企业绿色技术创新质量和数量。

1.3 数字化转型、ESG表现与企业绿色技术创新质量和数量

ESG表现是有关环境、社会和公司治理的新评价方式，其在企业和市场的连接中发挥着不可忽视的作用[22]。ESG表现对数字化转型与企业绿色技术创新质量和数量之间的促进作用主要体现在两个方面：一是可以促进绿色治理水平提升，尤其是在数字化转型初期，企业大多面临技术、资金、人才等约束。良好的ESG表现帮助企业在社会公众、资本市场树立良好声誉，向社会传递积极信号，从而吸引外部投资者投资和政府补助，进而增强资源获取能力，增强供应链信任，提升上下游关系稳定度，保障绿色技术创新顺利开展。二是ESG信息披露可以降低投资者和消费者信息获取成本，促使政府和其他利益相关者强化管理层监督，减少企业委托代理问题，促使企业将绿色创新融入战略规划和治理方面，提升企业绿色技术创新质量和数量[23]。基于此，提出以下假设。

H3：ESG表现强化了数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的促进作用。

2 研究设计

2.1 样本选取及数据来源

选取2015—2024年沪深A股黄河流域资源型企业为研究样本，同时对样本进行如下处理：剔除关键数据缺失的样本；剔除ST、*ST样本；剔除数据异常样本；对所有连续型变量进行左右两侧1%的缩尾处理，最终获得2 896条样本观测值。相关专利数据和财务数据来源于国泰安数据库(CSMAR)、中国研究数据服务平台(CNRDS)及万得数据库(Wind)。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量：绿色技术创新质量(GIQL)和数量(GIQT)

参考王馨和王营[24]的做法，采用绿色发明专利申请数加1取自然对数衡量绿色技术创新质量，采用绿色发明专利申请数与绿色实用新型专利申请数总和加1取自然对数衡量绿色技术创新数量。

2.2.2 解释变量：数字化转型(Digital)

参考吴非等[25]的做法，采用企业年报进行文本分析，提取企业年报中与数字化转型有关词汇，从中选用2015—2024年关键词总词频取对数衡量企业数字化转型。

2.2.3 中介变量

管理效率(Turn)。参考李刚和黄苗苗[21]的做法，采用企业资金周转率作为管理效率的衡量指标。

2.2.4 调节变量

企业ESG表现(ESG)。参考张慧等[26]的做法，华证指数的ESC评级包括AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C共9个等级，将企业ESG评级从高到低依次赋值为9至1。选用华证ESG指数的年度平均值来衡量企业ESG。

2.2.5 控制变量

基于以往对企业绿色技术创新质量和数量的研究，选择以下控制变量：公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、独立董事占比(Indep)、第一大股东持股比例(Top1)、总资产净利润率(ROA)、托宾Q(Tobin Q)、两职合一(Dual)、营业收入增长率(Growth)、上市年限(Age)。具体变量定义及度量如表1所示。

2.3 模型构建

为了检验数字化转型对企业绿色技术创新“提质增量”的影响，构建以下模型进行检验。

$$GIQL/GIQT_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Digital_{it}+\alpha_2 Controls_{it}+Year+Industry+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：$GIQL/GIQT_{it}$分别为企业绿色技术创新质量和数量；$Digital_{it}$为企业数字化转型；$Controls_{it}$为控制变量集合；Year为年份固定效应；Industry为行业固定效应；ε_{it}为随机误差项。

为了检验管理效率的中介效应，构建以下模型进行检验。

$$Turn_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Digital_{it}+\alpha_2 Controls_{it}+Year+Industry+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GIQL/GIQT_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Digital_{it}+\alpha_2 Turn_{it}+\alpha_3 Controls_{it}+Year+Industry+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：$Turn_{it}$为中介变量企业管理效率。

为了检验企业ESG表现的调节效应，构建以下模型进行检验。

表 1　主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色技术创新质量	GIQL	ln(绿色发明专利申请数+1)
	企业绿色技术创新数量	GIQT	ln(绿色发明专利申请数与绿色实用新型专利申请数总和+1)
解释变量	数字化转型	Digital	上市公司年报数字化转型关键词总词频取对数
中介变量	管理效率	Turn	总资产周转率
调节变量	企业 ESG	ESG	华证 ESG 指数的年度平均值
控制变量	公司规模	Size	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	负债合计/资产总计
	独立董事占比	Indep	独立董事/董事人数
	第一大股东持股比例	Top1	股权集中指标 1/100
	总资产净利润率	ROA	总资产净利润率 ROAB
	托宾 Q	Tobin Q	企业总市值与总负债之和除以企业总资产
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人为 1,否则为 0
	营业收入增长率	Growth	营业收入增长率
	上市年限	Age	ln(当年年份－上市年份+1)

$$\begin{aligned}GIQL/GIQT_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{it} + \alpha_2 ESG_{it} + \\ & \alpha_3 Digital \times ESG_{it} + \\ & \alpha_4 Controls_{it} + Year + \\ & Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{4}$$

式中:ESG_{it} 为调节变量企业 ESG 表现;$Digital \times ESG_{it}$ 为解释变量和调节变量的交互项。

3　实证分析

3.1　描述性统计

表 2 为主要变量的描述性分析。绿色技术创新质量(GIQL)最小值为 0,最大值为 3.829,表明样本企业绿色技术创新质量普遍偏低且差异较大。绿色技术创新数量(GIQT)最小值为 0,最大值为 3.526,表明样本企业绿色技术创新数量存在差异。数字化水平(Digital)最小值为 0,最大值为 4.997,表明样本企业数字化水平偏低。

3.2　相关性

进行基准回归前,需要对变量进行多重共线性检验。表 3 为 Pearson 相关系数检验,各变量之间的系数均不超过 0.8,表明变量间不存在严重多重共线问题。同时,数字化转型(Digital)与企业绿色技术创新质量(GIQL)和企业绿色技术创新数量(GIQT)的系数分别为 0.157 和 0.179,且在 1%的水平上显著,表明数字化转型可以促进企业绿色技术创新质量和数量,初步验证了 H1。此外,为了进一步检验多重共线性问题,还进行了方差膨胀因子(VIF)检验,数字化转型(Digital)的 VIF 为 1.08,所有变量的 VIF 均值为 1.36,远低于 10 的临界值,进一步证明所选变量间不存在多重共线性问题。

表 2　主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GIQL	2 896	0.453	0.844	0	0	3.829
GIQT	2 896	0.336	0.726	0	0	3.526
Digital	2 896	1.507	1.218	0	1.386	4.997
Size	2 896	22.449	1.269	20.073	22.287	25.946
Lev	2 896	0.410	0.186	0.069	0.409	0.854
Indep	2 896	0.366	0.075	0	0.333	0.571
Top1	2 896	0.326	0.148	0.088	0.300	0.696
ROA	2 896	0.041	0.064	−0.193	0.038	0.229
Tobin Q	2 896	1.906	1.130	0.825	1.513	7.471
Dual	2 896	0.221	0.415	0	0	1.000
Growth	2 896	0.126	0.320	−0.490	0.084	1.791
Age	2 896	2.259	0.908	0	2.485	3.401

3.3　基准回归

表 4 为数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的回归结果。列(1)和列(2)为双重固定效应下的回归结果,列(3)和列(4)为双重固定效应基础上加入控制变量的回归结果。数字化转型的回归系数均在 1%的水平上显著为正,这表明数字化转型可以显著促进企业绿色技术创新质量和数量,H1 得到检验。

3.4　稳健性检验

3.4.1　替换解释变量

借鉴张永坤等[27]的做法,采用与数字化技术相关的无形资产占比予以重新衡量数字化转型(Digital1)。检验结果如表 5 列(1)和列(2)所示,数字化转型的回归系数在 1%的水平上均显著为正。验证了结论稳健可靠。

3.4.2　替换被解释变量

采用绿色发明专利授权量并加 1 取自然对数重新衡量绿色技术创新质量(GI1),针对绿色技术创新数量(GI2),采用绿色发明专利和绿色实用新型专利授权数总和并加 1 取自然对数重新衡量。检验结果如表 5 列(3)和列(4)所示,数字化转型的回归系数在 1%的水平上均显著为正。结论稳健可靠。

表 3　Pearson 相关性分析

变量	GIQL	GIQT	Digital	Size	Lev	Indep	Top1	ROA	Tobin Q	Dual	Growth	Age
GIQL	1											
GIQT	0.892***	1										
Digital	0.157***	0.179***	1									
Size	0.271***	0.277***	−0.061***	1								
Lev	0.154***	0.154***	0.014	0.491***	1							
Indep	0.039**	0.033*	−0.018	0.005	−0.021	1						
Top1	0.017	0.018	−0.071***	0.148***	0.029	−0.005	1					
ROA	0.052***	0.035*	−0.038**	0.048**	−0.391***	0.035*	0.112***	1				
Tobin Q	−0.085***	−0.088***	0.060***	−0.333***	−0.274***	0.029	−0.078***	0.241***	1			
Dual	−0.018	−0.013	0.118***	−0.156***	−0.154***	0.103***	0.010	0.036*	0.048***	1		
Growth	0.008	0.010	0.017	0.034*	0.016	0.038**	−0.005	0.320***	0.122***	0.019	1	
Age	0.023	0.039**	−0.096***	0.480***	0.374***	0.037**	−0.089***	−0.176***	−0.065***	−0.209***	−0.068***	1

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GIQL	GIQT	GIQL	GIQT
Digital	0.089***	0.093***	0.064***	0.072***
	(5.780)	(6.714)	(4.450)	(5.464)
Size			0.211***	0.186***
			(11.056)	(10.559)
Lev			0.286***	0.159**
			(3.062)	(1.984)
Indep			0.212	0.174
			(1.094)	(1.018)
Top1			−0.085	−0.068
			(−0.780)	(−0.721)
ROA			1.317***	0.770***
			(4.962)	(3.465)
Tobin Q			−0.019	−0.017
			(−1.410)	(−1.495)
Dual			−0.001	0.004
			(−0.019)	(0.144)
Growth			−0.150***	−0.094**
			(−3.547)	(−2.524)
Age			−0.070***	−0.055***
			(−3.709)	(−3.397)
常数项	0.320***	0.195***	−4.385***	−3.926***
	(12.897)	(9.018)	(−10.775)	(−10.474)
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 896	2 896	2 896	2 896
R^2	0.152	0.146	0.240	0.229

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

3.4.3　剔除疫情期间的影响

2020—2022 年突发公共卫生事件（新冠肺炎疫情冲击），为了减少这种突发卫生事件对样本的影响。剔除 2020—2022 年样本数据进行检验，检验结果如表 5 列(5)和列(6)所示，数字化转型的回归系数均在 1%的水平上显著为正。结论依旧稳健可靠。

3.5　内生性处理

3.5.1　滞后核心变量

为了缓解反向因果的内生性问题，文章对解释变量和被解释变量分别进行滞后一期处理。表 6 列(1)和列(2)为滞后一期解释变量的结果，滞后一期的数字化转型(L. Digital)的回归系数均在 1%的水平上显著为正。表 6 列(3)和列(4)为滞后一期被解释变量的结果，数字化转型对滞后一期的绿色技术创新质量(F. GIQL)和数量(F. GIQT)的回归系数均在 1%的水平上显著为正。综上，研究结论可靠稳健。

3.5.2　调整固定效应

为了减少个体、省份和城市对回归结果的影响。引入个体、省份和城市固定效应。回归结果如表 6 列(5)～列(8)所示。列(5)和列(6)为固定年份和个体的回归结果，数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的回归系数分别在 5%和 1%的水平上显著为正。同时，列(7)和列 (8)为固定年份、行业、省份和城市的回归结果，数字化转型的回归系数均在 1%的水平上显著为正。综上，研究结论可靠稳健。

3.5.3　工具变量

为了解决遗漏变量的内生性问题，借鉴陈东和郭文光[28]的做法，采用同行业数字化转型均值作为工具变量进行检验。选择此工具变量的原因在于，同行业数字化转型均值(IV)与解释变量数字化转型(Digital)之间存在高度相关性，但是其并不会直接影响企业绿色技术创新质量和数量。因此，该工具变量满足相关性与外生性的要求。表 7 为工具变量法的回归结果，在第一阶段中，工具变量(IV)对解释变量(Digital)的回归系数在 1%的水平上显著

表 5　稳健性的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GIQL	GIQT	GI1	GI2	GIQL	GIQT
Digital1	0.083***	0.095***				
	(4.572)	(5.662)				
Digital			0.063***	0.081***	0.050***	0.053***
			(4.654)	(4.852)	(2.838)	(3.301)
Size	0.210***	0.185***	0.235***	0.428***	0.197***	0.178***
	(11.035)	(10.527)	(12.383)	(18.427)	(8.178)	(8.037)
Lev	0.286***	0.158**	0.231***	0.487***	0.352***	0.226**
	(3.058)	(1.972)	(2.824)	(4.332)	(3.104)	(2.325)
Indep	0.211	0.173	0.122	0.238	0.175	0.163
	(1.090)	(1.015)	(0.600)	(0.982)	(0.820)	(0.848)
Top1	−0.086	−0.068	0.133	0.229*	−0.101	−0.044
	(−0.789)	(−0.729)	(1.329)	(1.787)	(−0.748)	(−0.366)
ROA	1.331***	0.786***	0.211	0.493	1.680***	1.123***
	(5.010)	(3.535)	(0.989)	(1.632)	(4.712)	(3.760)
Tobin *Q*	−0.019	−0.017	−0.015	−0.015	−0.045**	−0.036**
	(−1.394)	(−1.475)	(−1.363)	(−0.920)	(−2.415)	(−2.296)
Dual	−0.002	0.002	0.020	−0.018	0.024	0.012
	(−0.069)	(0.069)	(0.635)	(−0.431)	(0.528)	(0.318)
Growth	−0.151***	−0.095**	−0.024	−0.065	−0.178***	−0.125***
	(−3.563)	(−2.546)	(−0.603)	(−1.170)	(−3.332)	(−2.669)
Age	−0.070***	−0.055***	0.006	0.010	−0.066***	−0.042**
	(−3.708)	(−3.390)	(0.359)	(0.462)	(−2.729)	(−1.995)
常数项	−4.423***	−3.969***	−5.155***	−9.179***	−4.039***	−3.751***
	(−10.892)	(−10.621)	(−12.833)	(−18.710)	(−7.952)	(−8.003)
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 896	2 896	2 896	2 896	1 902	1 902
R^2	0.241	0.231	0.272	0.394	0.252	0.235

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

表 6　滞后核心变量与调整固定效应的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	GIQL	GIQT	F. GIQL	F. GIQT	GIQL	GIQT	GIQL	GIQT
L. Digital	0.055***	0.061***						
	(3.085)	(3.825)						
Digital			0.054***	0.060***	0.032**	0.043***	0.062***	0.071***
			(3.042)	(3.779)	(2.171)	(3.641)	(4.120)	(5.068)
Size	0.232***	0.212***	0.243***	0.223***	0.015	0.029	0.206***	0.184***
	(9.806)	(9.744)	(10.193)	(10.021)	(0.308)	(0.634)	(10.090)	(9.690)
Lev	0.267**	0.150	0.289**	0.154	0.104	0.049	0.249**	0.112
	(2.300)	(1.506)	(2.526)	(1.560)	(0.759)	(0.431)	(2.379)	(1.226)
Indep	0.207	0.144	0.696*	0.608**	0.033	0.000	0.280	0.187
	(0.930)	(0.737)	(1.949)	(2.066)	(0.176)	(0.000)	(1.382)	(1.032)
Top1	−0.083	−0.033	−0.127	−0.096	0.201	0.521***	−0.158	−0.130
	(−0.612)	(−0.284)	(−0.948)	(−0.840)	(0.910)	(2.971)	(−1.253)	(−1.183)
ROA	1.190***	0.648**	1.272***	0.686**	0.577**	0.091	1.220***	0.630***
	(3.666)	(2.419)	(3.906)	(2.498)	(2.337)	(0.442)	(4.401)	(2.604)
Tobin *Q*	−0.023	−0.018	0.002	−0.006	0.003	0.012	−0.036**	−0.034***
	(−1.356)	(−1.255)	(0.120)	(−0.425)	(0.195)	(0.966)	(−2.412)	(−2.611)
Dual	0.037	0.032	0.065	0.053	−0.089**	−0.056**	0.045	0.038
	(0.832)	(0.823)	(1.498)	(1.394)	(−2.335)	(−2.018)	(1.175)	(1.130)
Growth	−0.185***	−0.138***	−0.129**	−0.113***	−0.067**	−0.036	−0.140***	−0.085**
	(−3.318)	(−2.903)	(−2.438)	(−2.586)	(−2.014)	(−1.352)	(−3.332)	(−2.285)
Age	−0.087***	−0.079***	−0.074***	−0.072***	0.054	0.026	−0.047**	−0.040**
	(−3.370)	(−3.552)	(−3.362)	(−3.786)	(1.074)	(0.578)	(−2.324)	(−2.259)
常数项	−4.764***	−4.404***	−5.262***	−4.830***	−0.185	−0.636	−4.292***	−3.835***
	(−9.509)	(−9.594)	(−9.999)	(−9.969)	(−0.171)	(−0.651)	(−9.797)	(−9.448)
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
个体固定	No	No	No	No	Yes	Yes	No	No
省份固定	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes
城市固定	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes
观测值	2 103	2 103	2 103	2 103	2 896	2 896	2 895	2 895
R^2	0.248	0.240	0.250	0.244	0.728	0.741	0.349	0.326

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

为正。在第二阶段中，解释变量(Digital)的回归系数均在 1%的水平上显著为正。此外，Kleibergen—Paap rk LM statistic 的值为 27.32 且在 1%的水平上显著，表明所选工具变量通过了不可识别检验。同时，Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 的值分别为 20.28 和 27.32，大于 Stock-Yogo 10%的临界线 16.38，通过了弱工具变量检验。综上，再次验证了研究结论。

3.5.4　倾向得分匹配

为了缓解自选择偏差的内生性问题，采用倾向得分匹配(propensity score matching，PSM)进行检验。采用 1∶1最近邻匹配的方式，选取原控制变量作为协变量，以考察协变量在处理组和控制组中是否平衡。图 1 为标准化偏差的平衡性检假设检验，可以看出，在匹配之前标准化偏差过大，而匹配后变量的标准化偏差的绝对值保持在 10%以内，表明 PSM 平衡假设检验得到满足。

经过上述一系列平衡性检验后，剔除缺失样本值再次进行回归。表 8 为倾向得分匹配的回归结果。在经过匹配之后，数字化转型(Digital)的回归系数均在 1%的水平上显著为正。结论依旧稳健。

表 7　工具变量法的回归结果

变量	(1)	(2)	
	第一阶段	第二阶段	
	Digital	GIQL	GIQT
IV	0.901***		
	(5.23)		
Digital		0.642***	0.501***
		(4.03)	(3.79)
Size	0.041	0.204***	0.181***
	(0.87)	(4.17)	(4.26)
Lev	0.287	0.138	0.050
	(0.97)	(0.51)	(0.23)
Indep	−0.457	0.773*	0.576
	(−1.08)	(1.67)	(1.56)
Top1	−0.489	0.058	0.055
	(−1.53)	(0.20)	(0.24)
ROA	−0.770	1.301**	0.753
	(−1.09)	(2.13)	(1.54)
Tobin Q	0.057	−0.034	−0.024
	(1.52)	(−1.04)	(−0.96)
Dual	0.326***	−0.201**	−0.146*
	(3.03)	(−1.97)	(−1.82)
Growth	0.062	−0.139**	−0.090*
	(0.76)	(−2.16)	(−1.65)
Age	−0.114**	−0.058	−0.044
	(−2.06)	(−1.01)	(−0.94)
常数项	−0.082	−5.235***	−4.572***
	(−0.08)	(−4.88)	(−4.82)
观测值	2 816	2 816	2 816
R^2		0.422	0.270
Kleibergen-Paap rk LM 统计值	27.32***		
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值	—	20.28	27.32
Stock-Yogo 10%	16.38		

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

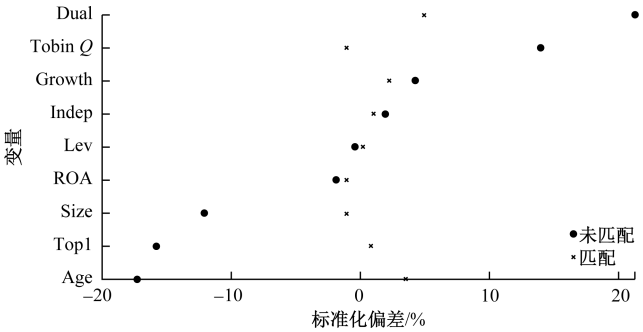


图 1　匹配变量平衡假设检验：标准化偏差

表 8　PSM 回归结果

变量	(1)	(2)
	GIQL	GIQT
Digital	0.062***	0.067***
	(3.169)	(3.709)
Size	0.202***	0.178***
	(7.818)	(7.483)
Lev	0.348***	0.176
	(2.736)	(1.646)
Indep	0.132	0.036
	(0.510)	(0.167)
Top1	−0.235	−0.157
	(−1.575)	(−1.221)
ROA	1.584***	0.850***
	(4.232)	(2.714)
Tobin Q	−0.015	−0.008
	(−0.857)	(−0.540)
Dual	0.110**	0.103**
	(2.224)	(2.391)
Growth	−0.235***	−0.140**
	(−3.787)	(−2.538)
Age	−0.105***	−0.074***
	(−3.961)	(−3.228)
常数项	−4.112***	−3.669***
	(−7.567)	(−7.367)
年份固定	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes
观测值	1 546	1 546
R^2	0.246	0.243

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

4 进一步分析

4.1 管理效率

为了检验管理效率的中介效应,对模型(2)和模型(3)进行回归。回归结果如表9列(1)~列(3)所示。列(1)显示出数字化转型(Digital)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明数字化转型可以提高企业管理效率。列(2)和列(3)在控制中介变量管理效率(Turn)后,数字化转型(Digital)的回归系数均在1%的水平上显著为正,表明数字化转型可以通过提高管理效率进而促进企业绿色技术创新质量和数量,H2得到检验。

4.2 企业ESG表现

为了检验企业ESG表现的调节效应,对模型(4)进行回归,结果如表9列(4)和列(5)所示。数字化转型与企业ESG表现的交互项(Digital×ESG)对企业绿色技术创新质量(GIQL)和数量(GIQT)的回归系数分别在5%和1%的水平上显著为正。这表明企业ESG表现正向调节数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的促进作用。H3得到检验。

表9 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Turn	GIQL	GIQT	GIQL	GIQT
Digital	0.025***	0.057***	0.066***	0.062***	0.070***
	(5.055)	(3.962)	(5.001)	(4.324)	(5.367)
Turn		0.299***	0.265***		
		(5.150)	(5.228)		
ESG				0.070***	0.062***
				(4.295)	(4.392)
Digital×ESG				0.038**	0.049***
				(2.494)	(3.474)
Size	−0.018***	0.216***	0.191***	0.182***	0.159***
	(−2.867)	(11.415)	(10.863)	(9.466)	(9.067)
Lev	0.540***	0.125	0.016	0.390***	0.252***
	(13.640)	(1.283)	(0.192)	(4.090)	(3.090)
Indep	0.096	0.184	0.148	0.178	0.147
	(1.277)	(0.942)	(0.870)	(0.910)	(0.853)
Top1	0.160***	−0.133	−0.110	−0.045	−0.026
	(4.249)	(−1.219)	(−1.171)	(−0.417)	(−0.283)
ROA	1.805***	0.776***	0.292	1.225***	0.683***
	(16.295)	(2.768)	(1.227)	(4.604)	(3.088)
Tobin *Q*	−0.019***	−0.013	−0.012	−0.017	−0.015
	(−3.432)	(−0.999)	(−1.081)	(−1.270)	(−1.264)
Dual	−0.038***	0.011	0.014	0.002	0.007
	(−2.941)	(0.301)	(0.472)	(0.050)	(0.221)
Growth	0.041*	−0.163***	−0.105***	−0.136***	−0.080**
	(1.922)	(−3.804)	(−2.777)	(−3.179)	(−2.150)
Age	0.014*	−0.074***	−0.059***	−0.068***	−0.055***
	(1.912)	(−3.972)	(−3.662)	(−3.621)	(−3.396)
常数项	0.589***	−4.562***	−4.082***	−4.075***	−3.622***
	(4.266)	(−11.178)	(−10.818)	(−10.144)	(−9.852)
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 896	2 896	2 896	2 896	2 896
R^2	0.343	0.249	0.239	0.247	0.240

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

4.3 企业规模异质性

不同规模的企业在资源与能力基础、风险承受能力和数字化转型广度等方面存在差异,进而会导致数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量总体效应产生差异。将研究样本划分为中小规模企业和大规模企业。

表10为企业规模异质性检验的回归结果。列(1)和列(2)为中小规模企业的回归结果,Digital的回归系数均不显著,列(3)和列(4)为大规模企业的回归结果,Digital的回归系数均在1%的水平上显著为正。这表明,相较于中小规模企业,数字化转型更能促进大规模企业的绿色技术创新质量和数量。部分原因在于:①相较于中小规模企业,大规模资源型企业资金储备更雄厚,可有效覆盖生产

表10 企业规模异质性检验回归结果

变量	中小规模企业		大规模企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GIQL	GIQT	GIQL	GIQT
Digital	0.012	0.025	0.087***	0.095***
	(0.501)	(1.080)	(5.534)	(6.702)
Size	0.277***	0.281***	0.051*	0.054**
	(7.449)	(8.067)	(1.785)	(2.313)
Lev	0.567***	0.379**	0.036	−0.059
	(3.292)	(2.509)	(0.356)	(−0.697)
Indep	0.145	0.204	0.357*	0.168
	(0.404)	(0.610)	(1.715)	(1.022)
Top1	−0.378**	−0.181	0.109	0.041
	(−2.157)	(−1.188)	(0.820)	(0.359)
ROA	1.815***	1.155**	0.788***	0.285
	(3.323)	(2.501)	(3.014)	(1.287)
Tobin *Q*	0.007	0.002	−0.034**	−0.030***
	(0.224)	(0.062)	(−2.495)	(−2.854)
Dual	0.014	0.013	−0.021	−0.012
	(0.189)	(0.206)	(−0.588)	(−0.405)
Growth	−0.284***	−0.198***	−0.046	−0.020
	(−3.785)	(−3.029)	(−1.042)	(−0.482)
Age	−0.053	−0.024	−0.046**	−0.044***
	(−1.384)	(−0.694)	(−2.293)	(−2.653)
常数项	−6.010***	−6.347***	−0.973	−1.018**
	(−7.131)	(−8.013)	(−1.542)	(−1.971)
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 293	1 293	1 598	1 598
R^2	0.300	0.299	0.182	0.173

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

设备智能化改造、环保技术升级等领域的巨额长期投入，更能承受转型与绿色技术研发中的沉没成本；同时其专业人才储备充足，对资源型企业绿色技术创新周期长、落地难度大、不确定性高的特性适配性更强，抗风险能力显著优于中小企业，而中小规模资源型企业受融资约束强、技术壁垒难突破的行业性问题影响，难以支撑相关投入与风险应对。②相较于中小规模企业，大规模资源型企业的数字化转型多为战略性、全局性布局，可依托行业生产链条长、管理环节多的特点，从资源开采、加工生产到供应链协同全流程推进数字化重塑，能更深层次挖掘生产环节节能减排空间与绿色技术创新潜力，赋能效应更具持续性与全面性。

5 结论与启示

5.1 结论

本文以2015—2024年A股上市公司黄河流域资源型企业为研究样本，实证检验数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的影响及作用机制。得到如下结论。

(1)数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量有显著正向影响，经过一系列稳健性检验和内生性处理，该结论依旧稳健可靠。

(2)数字化转型通过提高管理效率，从而促进企业绿色技术创新质量和数量。ESG表现可以强化数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的促进作用。

(3)异质性检验表明，相比中小规模企业，数字化转型对企业绿色技术创新质量和数量的促进作用在大规模企业中更为凸显。

5.2 启示

综上研究分析，可以得到如下启示。

(1)企业积极投入数字化转型，制定与自身实际相符的，具有前瞻性、全面性的数字化建设发展战略。将重点放在绿色发明专利，以解决目前中国面临的绿色技术创新“重数量、轻质量”的问题。加快新一代数字技术的引进与运用、积极学习和借鉴外国企业先进的绿色技术与实践经验。注重培养人才，提供员工培训，帮助那些技术经验不足的员工掌握新工具、新技能。打造和完善数字化、绿色创新研发人才队伍建设，提高企业人才智能化和数字化素质。企业也要不断优化经营管理模式、更新升级信息沟通平台，提高管理层管理效率。

(2)国家立足黄河流域资源型企业以煤电、化工、矿产开采为主业，中小微企业占比高、转型资金缺口大、绿色技术储备不足的特点精准施策。①组建国家级黄河流域资源型产业绿色数字化创新联合体，设立专项科研基金，聚焦煤炭清洁利用数字化管控等流域共性技术开展联合攻关；推动高校与企业共建国家级实训基地，推行“企业技术骨干＋高校导师”双导师制，定向培养复合型人才。②完善知识产权保护与转化体系：出台黄河流域资源型企业绿色技术专利专项保护政策，建立跨区域知识产权执法协作机制；将数字化绿色技术专利纳入国家技术转移重点推广目录，明确产学研合作中的专利归属、收益分配规则，降低技术转化的制度性成本。③提供多元化融资支持渠道：设立黄河流域资源型企业数字化绿色转型专项基金，给予贴息、担保等政策倾斜；鼓励金融机构开发绿色信贷、知识产权质押融资等专属产品，引导社会资本参与企业绿色技术研发与数字化改造项目。④拓宽绿色信贷、转型专项基金等多元化融资渠道，优化阶梯式税收减免与财政补贴政策，对流域内中小资源型企业给予补贴比例倾斜，切实缓解其资金压力。同时，健全黄河流域公众参与环境治理的专项规制，明确沿岸群众监督权责与反馈渠道，将生态诉求融入环境政策；强化法律与媒体监督，设立黄河流域资源型企业绿色转型专项考核指标，规范企业数字化转型和技术创新行为，保障相关工作的质量与实效。

参考文献

[1] 高智林，谭文浩. 企业数字化转型会促进绿色技术创新吗？——基于文本分析方法的经验证据[J]. 财经论丛，2024(1)：79-91.

[2] MATTIA P. Big data and dynamic capabilities in the digital revolution：the hidden role of source variety[J]. Research Policy，2023，52(7)：104812.

[3] 肖翔，王晋梅，董香书. 数字化转型如何影响制造业实质性创新？——基于“数字赋能”与“数字鸿沟”的视角[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版)，2023，53(10)：28-50.

[4] 程茂笋. 企业数字化转型对绿色创新的影响研究[J]. 科技广场，2025(4)：84-96.

[5] 师博，常青. 企业数字化转型赋能绿色创新的效果与机制研究[J]. 经济管理，2024，46(11)：67-88.

[6] 王千龙，林雨璐，黄晓慧. 企业数字化转型对ESG表现的影响研究——基于全要素生产率和绿色技术创新的中介效应[J]. 经营与管理，2024(8)：38-45.

[7] 龙子午，张晓菲. ESG表现对企业绿色技术创新的影响——基于中国上市公司的经验证据[J]. 南方金融，2023(9)：56-70.

[8] YANG T T，XU B T. Green innovation in manufacturing enterprises and digital transformation[J]. Economic

Analysis and Policy, 2025, 85: 571-578.
[9] 王汀汀, 贾婧雅, 张芳. 制造业数字化转型对绿色技术创新的影响——来自沪深A股上市制造业企业的证据[J]. 工业技术经济, 2023, 42(4): 91-99.
[10] 孙自愿, 马琳, 王文娇. 数字赋能“有效论”: 数字化转型对重污染企业绿色创新的双向效应[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2024, 39(3): 53-66.
[11] 林永佳, 杨畅, 蔡幸. 企业数字化转型与绿色创新能力升级——基于网络效应的分析[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023, 43(2): 3-19.
[12] 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.
[13] LI X F, FAN D J, LI Z X, et al. The impact mechanism of digitalization on green innovation of Chinese manufacturingenterprises: an empirical study[J]. Sustainability, 2023, 15: 9637.
[14] 林颖, 吴昊. 文化产业数字化如何促进城市绿色发展? ——基于文本分析的经验证据[J]. 福建商学院学报, 2025(2): 15-23.
[15] 董子怡, 陈洁. 数字化转型下产业协同集聚对制造业绿色创新效率的影响研究[J]. 天津城建大学学报, 2025, 31(5): 334-341.
[16] 鲁甜甜, 柳渊. ESG表现、数字化转型对战略性新兴产业绿色技术创新的影响研究[J]. 财经界, 2025(12): 15-17.
[17] 刘志铭, 童琳, 钟华明. 企业数字化转型与绿色技术创新——来自制造业上市公司的证据[J]. 广东社会科学, 2024(1): 37-47.
[18] 王晓红, 栾翔宇, 张少鹏. 企业研发投入、ESG表现与市场价值——企业数字化水平的调节效应[J]. 科学学研究, 2023, 41(5): 896-904.
[19] 李梅, 侯力, 李婧. 数字化转型对企业绿色创新的影响: 理论机制与政策启示[J]. 商业研究, 2025(5): 1-12.
[20] 王玮坤, 裴硕. 数字化转型能否提高企业的ESG表现? ——来自A股主板上市公司的经验证据[J]. 区域金融研究, 2024(11): 58-67.
[21] 李刚, 黄苗苗. 数字化转型赋能企业绿色技术创新的影响研究——基于中国上市公司的经验数据[J]. 工业技术经济, 2025, 44(1): 96-105.
[22] 胡洁, 于宪荣, 韩一鸣. ESG评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 90-111.
[23] 李娜, 王则仁, 王维, 等. 新质生产力视域下数字化转型何以赋能企业绿色创新——敏捷响应度和ESG信息披露的双重中介作用[J/OL]. 科技进步与对策, 1-13[2025-10-26]. https://link.cnki.net/urlid/42.1224.g3.20250425.0958.008.
[24] 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.
[25] 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.
[26] 张慧, 石云帆, 孟纹羽, 等. 企业数字化转型对绿色技术创新的影响——基于ESG视角[J]. 统计与决策, 2025, 41(15): 150-155.
[27] 张永珅, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究, 2021(3): 62-71.
[28] 陈东, 郭文光. 数字化转型如何影响劳动技能溢价——基于A股上市公司数据的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(3): 173-192.

Can Digital Transformation Promote the “Quality Improvement and Quantity Increase” of Green Technological Innovation in Enterprises? Empirical Evidence from Resource-based Enterprises in the Yellow River Basin

WEI Shuguang, LIU Mengxin

(Institute of Economics and Management, Inner Mongolia University of Science and Technology, Baotou 014010, China)

Abstract: Promoting digital transformation and enhancing the quality and quantity of green technological innovation are inherent requirements for implementing the innovation-driven development strategy and the “dual carbon” goals. Taking A-share listed companies in the Yellow River Basin resource-based enterprises from 2015 to 2024 as the research sample, the impact of digital transformation on the quality and quantity of green technological innovation of enterprises and its mechanism were empirically examined. The research shows that digital transformation positively promotes the quality and quantity of green technological innovation of enterprises. The mechanism lies in that digital transformation improves management efficiency. ESG performance can strengthen this promoting effect. Heterogeneity tests show that this effect is more prominent in large-scale enterprises. A reference is provided for achieving high-quality economic development in China.

Keywords: digital transformation; green technological innovation; quality improvement and quantity increase; resource-based enterprises in the Yellow River Basin