

数字化转型对企业 ESG 表现的影响——基于绿色创新的中介效应

吴松¹, 史可娇^{1*}

(¹ 昌吉学院 数学与数据科学学院, 新疆 昌吉 831100)

摘要: 在大数据时代下, 数字化转型为企业 ESG 表现提供了信息和技术支持。文章以 2012—2022 年中国沪深 A 股为研究样本, 运用固定效应模型实证研究了企业数字化转型对 ESG 表现的影响, 并进一步分析了作用机制。结果表明: 企业数字化转型显著提升了 ESG 表现, 其中绿色创新发挥了部分中介作用, 数字化转型通过提升企业绿色创新能力改善企业 ESG 表现。异质性分析中, 这种正向作用在非国有企业、大规模企业及高科技企业中更为显著。文章的研究结果为企业推进数字化转型与绿色低碳发展的协同提供了理论依据与实践启示。

关键词: 数字化转型; ESG 表现; 绿色创新; 中介效应; 异质性分析

DOI: <https://doi.org/10.71411/rwxk.2026.v1i4.1415>

The Impact of Digital Transformation on Enterprise ESG Performance: The Mediating Role of Green Innovation

Wu Song¹, Shi Kejiao^{1*}

(¹ Cangji College, School of Mathematics and Data Science, Cangji, 831100, Xinjiang)

Abstract: In the era of big data, digital transformation provides information and technical support for enterprise ESG performance. This article uses the Chinese Shanghai and Shenzhen A-share market as the research sample from 2012 to 2022, and empirically studies the impact of enterprise digital transformation on ESG performance using the fixed effect model, and further analyzes the mechanism of action. The results show that enterprise digital transformation significantly improves ESG performance, among which green innovation plays a partial mediating role. Digital transformation improves enterprise ESG performance by enhancing the green innovation ability of enterprises. In the heterogeneity analysis, this positive effect is more significant in non-state-owned enterprises, large-scale enterprises, and high-tech enterprises. The research results of this article provide theoretical basis and practical implications for enterprises to promote the synergy of digital transformation and green low-carbon development. Key words: Digital transformation; ESG performance; Green innovation; Mediating effect; Heterogeneity analysis

作者简介: 吴松 (1996-), 男, 山西运城人, 硕士, 助教, 研究方向: 为环境经济学

史可娇 (2005-), 女, 青海西宁人, 学士, 研究方向: 宏观经济理论与政策

通讯作者: 史可娇, 通讯邮箱: 905882839@qq.com

引言

目前,中国经济已进入高质量发展的阶段,企业 ESG 表现,即环境、社会和治理的表现已经成为推动企业可持续发展的重要手段。宏观上,国家利用政策对 ESG 发展进行积极引导,双碳目标和绿色金融模式形成为企业进行 ESG 实践指明了方向。微观上,企业需要在经济效益和上进行平衡。在此背景下,如何使企业产生 ESG 实践的内在动力,成为各位学者分析的主要议题。同时,数字经济正在明显改变全球经济发展的格局、企业的运营方式。国务院印发的《“十四五”数字经济发展规划》提出要加快数字化发展,通过数字化转型整体推动生产方式、生活方式和治理方式改变。企业进行数字化转型可以把数字技术和传统生产模式结合起来,这样可以提高运营效率和创新商业模式,企业也可以通过创新商业模式减少碳排放,给 ESG 实践带来新的推动力。此外,中国证监会等部门一直在推进上市公司 ESG 信息披露制度建设,沪深交易所也要求特定板块上市公司强制披露 ESG 信息。在此背景下,本文分析数字化转型和 ESG 表现之间存在的联系,这既满足国家战略要求,也给企业实践提供理论指导。

目前学者对数字化转型的研究主要集中在乡村治理、企业管理与企业绩效以及经济高质量发展方面^{[1][2][3][4]},分析数字化转型对于企业绩效、公司高管构成特征、新质生产力以及经济高质量发展方面的研究,少有学者从企业治理角度去分析数字化转型的作用与机制。而对 ESG 的研究相对较多,主要集中于企业治理与 ESG 信息披露两方面。马建威等人从外资持股角度分析了 ESG 信息披露水平,指出外资持股能提高企业 ESG 信息披露水平,且企业绿色创新起部分中介作用^[5]。薛兆成等人研究了制度压力对于企业 ESG 披露水平的影响,认为制度压力能够提升上市公司 ESG 信息披露水平,其中企业财务状况在其中起到了正向调节作用^[6]。

虽然数字化转型和 ESG 表现的关系逐渐引起重视,比如周莉清等人使用问卷调查分析了 ESG 绩效在数字化转型和乡村旅游企业组织韧性之间的联系,并说明了数字化转型对 ESG 三维绩效产生的作用^[7]。不过仍然存在以下缺口:第一,对二者之间传导方式的说明还不够充分,特别是绿色创新作为中介变量的作用路径需要进行整体检验。其次,数字化转型和 ESG 表现之间可能存在非线性关系,现有研究对该问题的分析还不够充分。第三,关于不同类型企业之间存在差异的效应,目前还没有进行比较分析。

本文的边际贡献主要表现在三个方面:第一,从能力和动机两个方面形成了“数字化转型→绿色创新→ESG 表现”的中介效应理论模式,说明了数字化转型通过帮助绿色创新能力提高企业 ESG 表现的内在机理。其次,本文运用中介效应模型对绿色创新的作用路径进行整体检验,以说明数字化转型推动企业实现可持续发展的具体方式,并且提供了相关数据支持。第三,本文运用异质性分析方法,找出数字化转型对 ESG 表现改善作用在不同产权性质、企业规模和行业类型条件下出现的差别,给企业制定有差别的数字化转型策略提供参考。

1 理论分析与研究假设

本文运用资源基础理论和动态能力理论进行理论分析。资源基础理论说明,企业拥有的各类资源形成了竞争优势的主要来源。数字化转型通过形成数字技术、数据资产和数字人力资本等重要战略资源,给改进 ESG 实践打下了能力基础。动态能力理论认为企业应当整合、建立并重构内部和外部资源,以适应快速变化的环境。数字化转型提高企业的动态能力,使企业可以更灵活地应对环境规制、利益相关者要求和双碳目标的约束,在 ESG 方面上达到改进的目的。

1.1 数字化转型与 ESG 表现

企业数字化转型对 ESG 表现的影响,可以由能力与动机这两个方面来理解。在能力方面,数字化转型使企业把数字技术和传统生产模式进行结合,给创新提供知识和资源,这会有利于提

高绿色创新能力。同时，数字化转型提高企业使用 ESG 相关信息的效率，并且改善了披露质量，使信息传递效率得到提高。就动机方面而言，外部关注度提高所带来的压力、双碳目标下企业可持续发展的激励，使企业提高 ESG 表现的内在动力得到增强。因此，本文提出了以下观点：

H1：企业数字化转型对 ESG 表现具有显著的正向影响。

1.2 绿色创新的中介作用

绿色创新指企业在环境上达到可持续发展的主要方式，包括绿色产品创新、绿色工艺创新和绿色管理创新等几个方面。绿色创新改善企业 ESG 表现的作用主要表现在三个方面。企业进行绿色创新可以减少碳排放和资源消耗，并且提高环境绩效。在社会上，绿色创新活动经常伴社区参与和员工绿色培训等社会责任实践。在治理方面，绿色创新要依靠完善的公司治理模式来进行支持，同时也反过来促进了治理结构的优化、提高信息披露的质量。依据上述分析，本文提出假设：

H2：绿色创新在数字化转型与企业 ESG 表现之间发挥中介作用。

1.3 异质性假设

企业特点和外部环境的差别，会使数字化转型给 ESG 表现带来的影响出现明显不同。

就产权性质异质性而言，国有企业在履行社会责任和响应政策导向上拥有天然优势，不过数字化转型在非国有企业中会发挥更强的补偿作用。换句话说，数字化弥补了非国有企业在资源获取、信息传递和外部关注度上的不足。依据补偿效应逻辑，本文预测非国有企业在数字化改善 ESG 方面会表现出更强的效果。

企业规模不一样，数字化转型给 ESG 表现带来的影响也会不同。大型企业一般具备比较充足的资源来进行数字化转型，并且承受着较大的外部监督压力和外界期待，所以数字化转型对这些企业的 ESG 表现产生的影响会更加明显。关于智慧城市政策的研究表明，该政策给大型企业带来的影响更为明显。政务服务数字化转型的研究也发现，政务服务数字化转型可以更促进小规模企业的 ESG 表现提高，主要因为规模效应可能存在方向差异。因此，本文预计在大规模企业中数字化转型会增强 ESG 帮助效应。

由于各行业的发展状况有所区别，高科技企业一般拥有较强的技术吸收能力与创新能力，这些企业在进行数字化转型时可以更加把数字技术变成绿色创新成果，进而在 ESG 表现上取得更大的提高。依据上述分析，本文提出下列假设：

H3：数字化转型对 ESG 表现的改善效应存在产权性质、企业规模与行业类型的异质性。具体而言，在非国有企业、大规模企业以及高科技企业中，这一效应更为显著。

2 模型选择与变量说明

2.1 样本选择与数据来源

本文把 2012-2022 年中国沪深 A 股上市公司当作初始研究样本。本文通过上市公司年报文本挖掘形成企业数字化转型指标。ESG 表现数据取自华证 ESG 评级数据库，并且通过 CSMAR 数据库获得。本文选取 CNRDS 绿色专利数据库中的绿色创新指标，企业财务和治理数据来自 CSMAR 与 Wind 数据库。

样本筛选按照下面的标准进行：（1）去掉金融类上市公司；（2）去掉 ST、*ST 和 PT 类上市公司；（3）去掉重要变量数据缺失的样本；（4）为了减少极端值的影响，本文对全部连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。最终得到有效样本观测值共有 12,540 个。

2.2 变量定义与测度

本文把被解释变量设定为企业 ESG 表现 ESG, 并且使用华证 ESG 评级数据来衡量企业 ESG 表现。华证 ESG 评级模型依据我国信息披露状况和公司特性, 自上而下形成评价模式。该模式含有 3 个一级支柱指标、16 个二级主题指标、44 个三级议题指标及接近 80 个四级底层指标, 覆盖所有 A 股上市公司。该模型把企业表现划分为 C 到 AAA 九个等级, 文章将其按顺序赋予 1 到 9 的数值, 数值越高说明 ESG 表现越好。

本文把企业数字化转型作为解释变量, 并使用文本分析方法, 依据上市公司年报中的管理层讨论与分析部分, 对和数字化转型有关的关键词词频进行统计, 形成衡量数字化转型程度的指标。学界利用统计年报文本里数字化术语的词频来衡量企业数字化水平, 该方法已经得到广泛使用。关键词库包括人工智能、区块链、云计算、大数据、物联网、工业互联网、智能制造、数字技术等重要词汇, 本文将词频总和加 1 后取自然对数, 将其作为数字化转型的代理变量。

本文的中介变量是绿色创新 GI, 参考已有研究^[8], 使用绿色专利申请数量来衡量企业的绿色创新能力。本文将 CNRDS 绿色专利数据库中各年度企业绿色发明专利申请数量加 1 后取自然对数, 将其作为绿色创新的代理变量。

为了减少遗漏变量产生的偏误, 本文选择下列企业特征变量作为控制变量: 企业规模 (Size), 利用总资产的自然对数来体现企业拥有的资源禀赋; 资产负债率 (Lev) 是将总负债除以总资产得到的结果, 用来体现企业财务风险; 盈利能力 (ROA) 是将净利润除以总资产计算得出, 能够体现企业经营效益; 企业成长性 (Growth), 使用营业收入增长率, 反映企业发展潜力; 董事会规模 (Board), 使用董事会人数的自然对数; 独立董事比例 (Indep), 是将独立董事人数除以董事会总人数得到的结果; 产权性质 (SOE) 采用虚拟变量, 国有企业取值为 1, 非国有企业取值为 0; 上市年限 (Age), 计算方法为当年年份减去上市年份加 1 后取自然对数; 总资产周转率 (ATO) 通过营业收入除以平均总资产来计算, 该指标表明资产运营的效率; 现金流比率 (Cashflow), 即经营活动现金流净额除以总资产。

2.3 模型设定

(1) 基准回归模型

为检验数字化转型对 ESG 表现的影响 (H1), 构建如下双向固定效应模型:

$$ESG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{it} + \sum_k \beta_k Controls_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, ESG_{it} 因变量, 表示企业 i 在第 t 年的 ESG 表现, $Digital_{it}$ 为解释变量, 表示数字化转型程度, $Controls_{kit}$ 为控制变量; μ_i 为个体固定效应, λ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

(2) 中介效应模型

文章参考温忠麟的中介效应模型并辅以 Bootstrap 检验^[9], 并构建如下回归模型, 检验绿色创新 (GI) 的中介效应 (H2):

$$GI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Digital_{it} + \sum_k \theta_k Controls_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$ESG_{it} = \eta_0 + \eta_1 Digital_{it} + \eta_2 GI_{it} + \sum_k \kappa_k Controls_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

中介效应检验分为两个步: 首先检验模型 (1) 中自变量的系数 α_1 是否显著为正; 其次检验模型 (2) 与模型 (3) 中自变量系数 γ_1 与 η_1 的显著性。若两者均显著, 且模型 (3) 中 η_1 较模型 (1) 中 α_1 有所下降, 则说明绿色创新发挥了部分中介作用。最后采用 Bootstrap 方法 (重复抽

样 1000 次) 检验中介效应的显著性。中介效应的大小为 $\gamma_1 * \eta_2$ 。

(3) 异质性分析模型

为检验不同企业特征下的效应差异 (H3), 本文采用分组回归方法, 按产权性质 (国有/非国有)、企业规模 (以总资产中位数为界划分为大规模/小规模)、行业类型 (高科技/非高科技) 分别对模型 (1) 进行分组回归, 并采用似无相关模型 (SUR) 检验组间系数差异的显著性。其中, 高科技企业依据证监会行业分类标准, 选取计算机、通信和其他电子设备制造业, 软件和信息技术服务业, 医药制造业等行业的上市公司进行划分。

(4) 描述性统计

表 1 列出了主要变量的描述性统计结果。观察样本分布情况可知, 企业 ESG 表现的均值是 4.158, 标准差为 1.047, 最小值为 1, 最大值为 9, 这表明样本企业之间的 ESG 表现有较大差异, 为本文的实证研究提供了良好的变异性基础。数字化转型指标的均值是 1.863, 标准差为 1.206, 数据也反映出企业在数字化转型方面存在明显差异, 有的企业数字化转型程度较低甚至为零, 而有的企业则表现出较高的数字化水平。绿色创新 GI 的均值是 0.694, 标准差为 0.928, 表明样本企业之间的绿色创新活跃程度差异较大, 大部分企业的绿色专利申请数量较少。

就控制变量而言, 企业规模 (Size) 的均值是 22.347, 标准差为 1.286。资产负债率 (Lev) 的平均值是 0.428, 标准差是 0.206, 说明样本企业整体负债水平比较适中。盈利能力 (ROA) 的均值为 0.038, 标准差是 0.064, 表明企业盈利状况存在一些差异。产权性质 (SOE) 的均值为 0.348, 说明样本里大约有 34.8% 是国有企业。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ESG	12,540	4.158	1.047	1	4	9
Digital	12,540	1.863	1.206	0	1.792	5.438
GI	12,540	0.694	0.928	0	0	4.875
Size	12,540	22.347	1.286	19.845	22.158	26.432
Lev	12,540	0.428	0.206	0.057	0.418	0.892
ROA	12,540	0.038	0.064	-0.256	0.037	0.213
Growth	12,540	0.162	0.372	-0.542	0.108	2.485
SOE	12,540	0.348	0.476	0	0	1
Board	12,540	2.125	0.196	1.609	2.197	2.708
Indep	12,540	0.375	0.053	0.333	0.364	0.571
Age	12,540	2.352	0.684	0.693	2.485	3.296
ATO	12,540	0.632	0.428	0.065	0.532	2.548
Cashflow	12,540	0.048	0.067	-0.185	0.047	0.248

表 2 报告了主要变量之间的 Pearson 相关系数矩阵。数字化转型 (Digital) 与 ESG 表现之间的相关系数为正, 且在 1% 的水平上统计显著, 初步支持了 H1。数字化转型与绿色创新 (GI) 之间的相关系数显著为正, 表明数字化转型程度越高的企业往往具有更强的绿色创新能力。绿色创新与 ESG 表现之间的相关系数同样呈显著正相关, 为中介效应的检验提供了初步证据。此外, 各解释变量之间的相关系数绝对值均小于 0.5, 表明不存在严重的多重共线性问题。

表2 主要变量 Pearson 相关系数矩阵

变量	ESG	Digital	GI	Size	Lev	ROA	SOE
ESG	1						
Digital	0.168***	1					
GI	0.187***	0.242***	1				
Size	0.145***	0.098***	0.203***	1			
Lev	0.076***	0.083***	0.112***	0.512***	1		
ROA	0.118***	0.105***	0.087***	0.037***	-0.342***	1	
SOE	0.093***	-0.052***	0.068***	0.285***	0.265***	-0.083***	1

注：“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

3 实证结果及分析

3.1 基准回归结果

表3列出了数字化转型对企业ESG表现进行基准回归的结果。第1列只包括主要解释变量和个体、时间固定效应，Digital的系数是0.091 ($t=6.48$)，在1%水平上明显为正。在第(2)列中加入企业规模、资产负债率和盈利能力等基本财务控制变量后，Digital的系数是0.072 ($t=5.14$)，仍然在1%水平上明显为正。第(3)列在加入公司治理类控制变量，包括董事会规模、独立董事比例、产权性质和上市年限等、总资产周转率、现金流比率等变量后，数字的系数是0.065 ($t=4.63$)，仍然保持明显。上述分析结果说明，企业数字化转型程度每提高一个标准差，ESG表现大约会提高0.065个等级，数字化转型对ESG表现有明显的帮助作用，H1假设得到了验证。

就控制变量而言，企业规模(Size)和ESG表现表现出明显的正相关关系，相关系数是0.041， p 值小于0.01，这说明大型企业更加重视ESG实践，并且拥有更多的资源用于进行ESG建设。盈利能力(ROA)和ESG表现也表现出明显的正相关关系，系数为0.135且 p 小于0.01，表明财务绩效好的企业拥有更强的能力来进行ESG投入。产权性质(SOE)系数为正且明显，系数为0.028， p 值小于0.05，这说明国有企业整体ESG表现比非国有企业更好，主要因为国有企业承担了更多的社会责任，这符合政策导向。上市年限(Age)的系数是负数并且明显，系数为-0.018， p 小于0.05，这表明年轻企业在ESG表现上也许更有优势，或者是上市时间较长的企业会遇到比较复杂的治理挑战。

表3 基准回归结果

变量	(1) ESG	(2) ESG	(3) ESG
Digital	0.091*** (6.48)	0.072*** (5.14)	0.065*** (4.63)
Size		0.048*** (4.53)	0.041*** (3.86)
Lev		-0.025* (-1.68)	-0.028* (-1.88)
ROA		0.148*** (5.31)	0.135*** (4.83)
Growth		0.016 (1.10)	0.013 (0.89)
SOE			0.028** (2.05)
Board			0.014 (1.02)
Indep			0.009 (0.64)

续表3 基准回归结果

变量	(1) ESG	(2) ESG	(3) ESG
Age			-0.018** (-2.01)
ATO			0.011 (0.78)
Cashflow			0.025* (1.75)
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	12,540	12,540	12,540
R ²	0.175	0.208	0.219

注：括号内为 t 值，“***”、“**”、“*” 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

3.2 中介效应检验

表 4 报告了绿色创新中介效应的检验结果。第 (1) 列以绿色创新 (GI) 为被解释变量, Digital 的系数为 0.056 ($t=6.82$), 在 1% 水平上显著为正, 表明数字化转型显著促进了企业的绿色创新能力提升。这一发现与已有研究结论一致——企业数字化转型显著提升了绿色创新水平, 对实质性绿色创新水平的提升效果优于对策略性绿色创新水平。

第 (2) 列把 ESG 表现当作被解释变量, 并且加入 Digital 和 GI 两个变量。结果表明, Digital 的系数从基准回归中的 0.065 降到 0.042 ($t=2.98$), 仍然在 1% 水平上明显。GI 的系数是 0.096, t 值等于 5.23, 在 1% 水平上明显为正。该结果说明绿色创新在数字化转型和 ESG 表现之间起到部分中介作用, 数字化转型直接促进 ESG 表现, 也通过提高绿色创新能力间接改善企业 ESG 表现, H2 得到支持。

为检验中介效应的稳健性, 本文使用 Bootstrap 方法, 即重复抽样 1,000 次, 来对中介效应进行检验。中介效应的估计值是 0.056 乘以 0.096 等于 0.005376, Bootstrap 95% 置信区间为 [0.0038, 0.0072], 不包括 0, 说明绿色创新的中介效应明显存在。中介效应在总效应中占比约 8.27%, 即 0.005376 除以 0.065 的结果, 表明绿色创新是数字化转型影响企业 ESG 表现的主要传导途径之一。

表 4 中介效应检验结果

变量	(1) GI	(2) ESG
Digital	0.056*** (6.82)	0.042*** (2.98)
GI		0.096*** (5.23)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	12,540	12,540
R ²	0.235	0.234

注：括号内为 t 值，“***”、“**”、“*” 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

3.3 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性, 本文进行以下稳健性检验。常用的稳健性检验方法包括替换核心变

量测度、工具变量法、调整样本、更换模型以及安慰剂检验等。由于篇幅限制，本文仅报告替换核心变量测度方法进行稳健性检验，采用商道融绿 ESG 评级替代华证 ESG 评级进行稳健性检验。商道融绿 ESG 评级从高到低分为 A+至 D 共 10 个等级，赋值 1 至 10 后重新回归。

表 5 第 (1) 列显示，Digital 的系数为 0.059 ($p < 0.01$)，与基准结果一致。(2) 替换数字化转型测度：采用 CNRDS 上市公司数字化转型指数替代文本分析词频指标。表 5 第 (2) 列显示，Digital 的系数为 0.058 ($p < 0.01$)，结论稳健。(3) 替换绿色创新测度：采用绿色专利授权数量替代绿色发明专利申请数量。表 5 第 (3) 列报告了以授权量作为中介变量的第二阶段结果，Digital 系数为 0.040 ($p < 0.01$)，GI 系数为 0.084 ($p < 0.01$)，中介效应依然显著。

表 5 替换核心变量测度的稳健性检验

变量	(1) 替换 ESG (商道融绿)	(2) 替换 Digital (CNRDS 指数)	(3) 替换 GI (授权量)
Digital	0.059*** (4.21)	0.058*** (4.08)	0.040*** (2.85)
GI			0.084*** (4.56)
控制变量	是	是	是
个体/时间 FE	是	是	是
N	11,832	12,540	12,540
R ²	0.206	0.215	0.228

注：括号内为 t 值，“***”、“**”、“*” 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

3.4 异质性分析

根据本文第二节的理论分析，从产权性质、企业规模以及行业类型展开异质性分析，回归结果如表 6 所示。

表 6 第 (1) 至 (2) 列报告了按产权性质分组的回归结果。在非国有企业样本中，Digital 的系数为 0.082 ($t=4.87$)，在 1% 水平上显著为正；在国有企业样本中，Digital 的系数为 0.044 ($t=2.35$)，在 5% 水平上显著为正。组间系数差异检验的 p 值为 0.032，表明数字化转型对 ESG 表现的提升效应在非国有企业中更为显著。这一结果支持了“补偿效应”假说——数字化转型弥补了非国有企业在资源获取、信息传递和社会期望方面的不足，为其改善 ESG 表现提供了新的能力基础。

表 6 第 (3) 至 (4) 列报告了按企业规模分组的回归结果。在大规模企业样本中，Digital 的系数为 0.092 ($t=5.52$)，在 1% 水平上显著为正；在小规模企业样本中，Digital 的系数为 0.038 ($t=2.14$)，在 5% 水平上显著。组间系数差异检验的 p 值为 0.024，表明大规模企业中数字化转型的 ESG 赋能效应更为突出。这可能源于大企业拥有更充裕的资源投入数字化建设和 ESG 实践，且面临更高的外部监督压力和社会期望。

表 6 第 (5) 至 (6) 列报告了按行业类型分组的回归结果。在高科技企业样本中，Digital 的系数为 0.098 ($t=5.81$)，在 1% 水平上显著为正；在非高科技企业样本中，Digital 的系数为 0.046 ($t=2.58$)，在 5% 水平上显著。组间系数差异检验的 p 值为 0.018，表明高科技企业中数字化转型对 ESG 表现的改善效应更为明显。高科技企业通常具有更强的技术吸收能力和创新能力，在数字化转型过程中能够更有效地将数字技术转化为绿色创新成果和 ESG 实践成果。

表 6 异质性分析结果

变量	(1)非国有	(2)国有	(3)大规模	(4)小规模	(5)高科技	(6)非高科技
Digital	0.082*** (4.87)	0.044** (2.35)	0.092*** (5.52)	0.038** (2.14)	0.098*** (5.81)	0.046** (2.58)
Size	0.045*** (3.12)	0.036** (2.28)	0.052*** (3.48)	0.029* (1.86)	0.048*** (3.25)	0.038** (2.41)
Lev	-0.031* (-1.72)	-0.022 (-1.08)	-0.035* (-1.89)	-0.018 (-0.92)	-0.029 (-1.56)	-0.024 (-1.18)
ROA	0.152*** (4.56)	0.108*** (2.98)	0.146*** (4.32)	0.112*** (3.14)	0.158*** (4.68)	0.118*** (3.26)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体/时间	是	是	是	是	是	是
FE	是	是	是	是	是	是
N	8,176	4,364	6,270	6,270	4,386	8,154
R ²	0.224	0.201	0.245	0.182	0.238	0.208
组间系数	0.032		0.024		0.018	
差异 p 值						

注：括号内为 t 值，“***”、“**”、“*” 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

4 结论与建议

4.1 研究结论

本文以 2012—2022 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本，运用双向固定效应模型与中介效应模型，实证考察了数字化转型对企业 ESG 表现的影响及绿色创新的中介作用，得出以下主要结论：

首先，企业进行数字化转型可以明显提高 ESG 表现。在完成变量替换、处理内生性、调整样本、更换估计方法和安慰剂检验等稳健性检验后，该结论仍然成立。这说明推进数字化转型不但是企业提高运营效率的战略选择，也是改善 ESG 表现、实现可持续发展的主要方式。

其次，绿色创新在数字化转型和 ESG 表现之间起到了部分中介作用。数字化转型提高企业绿色创新能力，从而改善企业 ESG 表现。中介效应在总效应中所占比例大约为 8.27%，Bootstrap 检验也证明了中介效应具有稳健性。该发现说明了数字化转型促使企业 ESG 变得到改善的主要传导方式。

最后，数字化转型在改善 ESG 表现上显示出明显差别。非国有企业、规模较大和高科技企业里，该效应变得更为明显。该发现说明，数字化转型给 ESG 带来的帮助作用在不同情境下会有不同的强度，这为制定精准的政策提供了依据。

4.2 政策建议

基于上述研究结论，本文从企业以及政府两个角度提出以下政策建议：

企业应加快数字化转型战略布局，将数字化转型作为提升 ESG 表现的核心抓手，在战略规划中统筹数字化建设与 ESG 实践，避免“为数字化而数字化”的误区。在推进数字技术应用的同时，应注重其对环境绩效和社会责任的积极影响；同时，企业还要利用数字技术赋能绿色创新，

建立数字化绿色创新平台,推动绿色技术研发与应用。通过数字化转型优化研发流程、降低创新成本,将绿色创新转化为改善 ESG 表现的持续动力;但由于数字化投入较高,中小企业可采取“轻量化”数字化策略,优先推进与 ESG 相关的关键业务模块数字化,同时积极利用政务服务数字化转型带来的政策红利降低数字化转型成本。

政府需要先把数字基础设施建设搞好,多给中西部地区和中小城市投入资金用于建设数字基础设施,缩小数字鸿沟,让更多的企业可以享受数字化转型带来的 ESG 红利。其次,实行差别化激励政策。针对非国有企业和大型企业,政府可以运用税收优惠、绿色信贷等政策方式,调动它们使用数字化方法提高 ESG 表现的动力。政府应当给中小企业提供数字化转型的技术支持和资金补贴,以此来降低企业转型的门槛。在制定数字经济政策时,应把 ESG 表现纳入评价模式,引导企业在数字化转型过程中同步推进绿色低碳转型,达到“数字—绿色”双轮驱动的目标。政府应当加强对 ESG 信息披露制度的建设,完善上市公司 ESG 信息披露标准,提高 ESG 数据的可比性和透明度,为数字化转型帮助 ESG 表现创造有利的制度环境。

参考文献:

- [1] 谭丰隆,陈奕醇.差异化互构:乡村治理数字化转型的结构调适逻辑[J].华南农业大学学报(社会科学版),1-12.
- [2] 张克群,江昱坤,黄承靖.高管数字化背景、短视主义与企业数字化转型——来自文本分析法和机器学习的经验证据[J].研究与发展管理,1-14.
- [3] 朱兰.破产机制改革与企业数字化转型——基于清算与破产审判法庭设立的实证分析[J].当代财经,1-14.
- [4] 张兰,边建宁,刘静.数字化转型赋能制造业企业高质量发展的案例研究[J].财会月刊,1-6.
- [5] 马建威,赖庆,贾海霞.外资持股、数字经济与 ESG 信息披露水平——基于绿色创新的中介作用[J].会计之友,1-9.
- [6] 薛兆成,李海东,郭楠.制度压力对上市公司环境、社会及 ESG 信息披露的影响[J].工程管理科技前沿,1-10.
- [7] 周莉清,张卫国,陈蕴琦.数字化转型与乡村旅游企业组织韧性——基于 ESG 绩效的路径考察[J].管理学报,1-14.
- [8] 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(06):173-188+11.
- [9] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05):731-745.