

数字化转型如何影响企业 ESG 表现

张永冀，翟建桥，朱雅轩，王 科

摘 要：数字化转型能够提高企业运营效率和财务绩效，但对企业可持续发展的作用机制仍有待探讨。利用上市公司文本和财务数据，本文研究发现数字化转型可以显著提升企业环境、社会与公司治理水平，在一系列稳健性和内生性检验后，该结论依然成立。机制检验表明，数字化转型促进了企业绿色创新水平、社会公众关注度和提高内部信息透明度，从而作用于环境、社会与公司治理水平。数字化转型效力的发挥，受企业所处区域经济发展水平，市场化进程以及自身污染，科技实力、管理层绿色认知和绿色经历的影响。本文的研究结论拓展了对企业数字化转型价值的认识，同时也为企业实现可持续发展提供了解决思路。

关键词：数字化转型；社会责任；绿色创新

中图分类号：G203 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2023)06-0126-16

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20231109.001

一、引 言

近年来，企业数字化转型实践已经成为推动中国新一轮产业经济技术转型的重要抓手^[1]。企业数字化转型对企业创新、经营、客户体验和组织效能等多方面具有显著的促进效应，可以优化供应链管理^[2]，实现全要素生产率的提升^[3]。数字化转型对于企业可持续发展也具有重要影响^[4]，不仅能为企业可持续发展提供可靠的技术支撑，还能帮助企业为利益相关方创造更多的社会价值^[5]，实现企业的可持续发展目标，现有文献缺乏对企业数字化转型与企业可持续发展之间关系的深入研究。

作为一种衡量企业可持续发展前景的评价标准，环境、社会和治理（Environmental, Social and Governance, 简称 ESG）的概念和实践在全球范围内得到了广泛关注^[6]。环境指标具体指的是企业的温室气体排放量，废物和污染管理方式，以及应对气候变化的策略。社会指标指的是企业对员工劳动条件、消费者权益的保护以及社会责任感。治理指标具体指的是企业的董事会独立性，薪酬和激励机制，财务透明度以及企业内部是否遵守法规和道德规范。ESG 评级在企业与市场的连接中起着重要作用，不仅能够引导企业主动进行绿色转型^[7]，统筹兼顾股东利益、社会和环境的和谐可持续发展，还能够为企业绿色转型提供激励相容的市场化治理机制，改善企业的外部信息环境。

基金项目：国家自然科学基金“碳减排技术内生建模方法及技术体系优化”（72293601）；国家社会科学基金“协同推进降碳减污扩绿增长的机制创新和政策优化研究”（23ZDA107）

作者简介：张永冀，北京理工大学管理与经济学院副教授（北京 100081）；翟建桥，北京理工大学管理与经济学院研究助理；朱雅轩，北京理工大学管理与经济学院研究助理；王科（通讯作者），北京理工大学管理与经济学院教授、博士生导师，wangkebit@bit.edu.cn

现有相关领域研究成果主要集中于 ESG 表现、ESG 投资以及 ESG 信息披露^{[8][9]}。企业开展 ESG 实践不仅可以提升其可持续发展能力^[10], 也可以帮助企业获得更高的信用评级、降低融资成本^[11], 提高创新绩效^[12]。尽管 ESG 实践有诸多优点, 但其实施意味着额外的投入, 对企业财务状况构成压力^[13]。

在我国数字技术与实体经济融合发展的数字社会背景下, 企业利用数字化转型带来的优势解决 ESG 实践中的阻碍。首先, 数字化技术能够帮助不同企业之间搭建相应的数字平台和开放创新模型, 共同探索环保解决方案从而提高绿色创新能力^[5]。同时, 数字化转型为企业提供了更高效的数据收集、存储和分析技术, 这些技术可以被用来帮助企业更好地监测环境影响, 解决环境数据碎片化难以收集的问题, 从而改进环境绩效。其次, 依靠数字化产业链模式, 企业能够将传统的标准化生产运行模式向新型智能化、数字化经营模式升级, 从而缩减履行社会责任的资源成本^[14]。数字化转型能够带动企业服务化转型, 促使企业在避免负面事件的同时, 积极参与社会活动。最后, 企业不仅可以应用数字化技术帮助管理层更加清晰真实地了解内部信息, 提升企业内部治理水平, 也可以通过更好地报告和披露企业内部治理结构和决策过程, 提高公司治理透明度^[15]。

本文以 2012—2020 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本, 并依据企业年报中有关企业数字化转型的文本数据分析, 构建出多种企业数字化转型程度指标进行定量研究。实证结果检验了中国企业数字化转型对 ESG 表现的作用路径和多维度调节效应, 并通过稳健性检验确保了本文结论的可信度。首先, 本文运用双重固定效应模型, 探讨了企业数字化转型作用于企业 ESG 实践的多条影响机制。其次, 本文深入探讨了企业的污染程度和科技程度、市场化进程、所处地区经济发展水平以及管理层绿色认知和绿色经历在该路径中起到的调节作用, 这为未来数字化企业转型政策的广泛实施提供了理论参考。

本文的边际贡献和创新点主要体现在以下几个方面。第一, 站在增强企业 ESG 实践能力和数字化能力协同发展的视角, 本文重点检验了上市公司内部的绿色创新技术水平、信息不对称性和外部的市场关注度在数字化转型推动企业 ESG 表现过程中的中介作用, 深入揭示了数字化转型对企业 ESG 表现的作用机制, 这为研究推动企业开展 ESG 活动的内在激励机制和评估数字经济改革效应提供了新的研究视角。第二, 本文将企业属性分为三个维度, 探究了数字化转型对不同行业属性、区域属性和管理层属性企业的异质性影响, 拓展了企业数字化转型和 ESG 绩效方面的研究, 这有助于政府准确探索数字经济试点政策的实施方向。第三, 本文指出了如何引导企业利用数字化转型带来的优势, 实现可持续发展战略目标, 从而同时响应我国的双碳政策; 并提出我国应当设立独立专项基金或提供资本投资, 以支持专注于开发与绿色可持续发展相关解决方案的企业, 进而指导企业在数字化转型中绿色创新的重点方向。

本文余下部分结构为: 第二部分是企业数字化转型对 ESG 表现影响理论的文献回顾及对机制和异质性的讨论; 第三部分是本文的关键变量定义和模型设定说明; 第四部分为实证结果的探讨, 包括数字化转型对 ESG 表现的影响和稳健性检验; 第五部分为回归结果的内生性检验; 第六部分为对绿色创新行为、社会公众关注度、信息透明度的机制的探讨, 以及对企业行业属性、区域属性和管理层属性三个不同属性因素产生调节效应的分析; 第七部分给出结论并提出相应的政策建议。

二、理论分析

传统的理论认为企业经营的目标是追求自身利润和价值最大化, 这也是大部分文献集中于对财务绩效影响的原因。但是, 随着 ESG 要素这一类规范性非财务信息成为企业、投资者、金融机构等利益相关方对可持续发展战略实施水平的重要度量指标, 如何引导企业实现 ESG 表现的提高,

成为学界关注的热点问题。进行数字化转型之前，企业开展 ESG 活动的高昂成本大于收益，这导致许多企业不愿意开展绿色活动。一方面，实施 ESG 活动通常需要资金投入，包括设备更新、工艺改进等方面的费用。特别是在环境方面的活动，如减少碳排放、使用可再生能源等，可能需要巨大的投资，并且需要一定时间才能实现正向收益。另一方面，ESG 活动带来的收益通常是难以直接量化，这种不确定性使得企业难以对开展 ESG 活动的成本和收益做出明确的经济评估，从而导致一些企业犹豫不决。但是在进行数字化转型之后，数字化技术的支持能够帮助企业更高效地提升自己的绿色形象、客户商誉和产品质量，从而为企业带来利润的增长^[16]。同时，数字化转型还能够为企业带来组织结构、内部管理等治理方面的改变，降低企业对开展 ESG 活动的预期成本^[17]，甚至改变自身的盈利模式，在降低企业成本的同时为社会创造更多的就业机会，从而推动经济持续增长^[18]。综上所述，本文提出如下研究假设。

假设 H1：企业进行数字化转型，能提高其 ESG 表现。

在当前数字经济高速发展的环境下，想要加快自身数字化进程，企业需要促进新一代数字信息技术和自身运营的深层次结合。因此，如何利用数字化技术提升内部运营质量和创新能力，成为企业开展数字化转型的关键^[19]。数字技术的应用不仅能够帮助企业高效降低获取创新资源的门槛，更能够帮助企业创造自身价值^[20]和实现高质量发展^[21]。同时，行业实践表明，企业绿色技术创新是企业进行绿色生产转型的必要技术前提，并对企业 ESG 责任表现发挥稳定正向影响。因此，本文认为绿色技术创新在数字化转型对 ESG 表现的促进作用起到中介作用。一方面，企业绿色创新技术水平能够通过向社会公众释放企业改善环境绩效的积极信号，帮助企业塑造更加完美的企业形象和营造良好的品牌商誉^[22]。另一方面，绿色创新技术基础的低碳企业能够通过获得更多绿色融资，提高企业价值和财务表现，从而进一步激励企业履行环境责任^[23]。综上所述，本文提出如下研究假设。

假设 H2：数字化转型可以通过驱动企业进行绿色技术创新，提升企业的环境绩效，进而对企业的 ESG 表现产生促进作用。

履行社会责任是我国企业高质量发展面临的重要问题，但是由于我国法律和制度的不完善，企业在履行社会责任方面可能存在一定程度的自由度和不透明性。而媒体等第三方具有广泛的传播渠道和舆论影响力，能够对企业的社会责任履行行为进行监督和曝光，这种监督有助于社会公众了解企业的行为，成为督促企业承担更多社会责任的关键^[24]。基于压力视角，当公司被媒体等第三方高度关注时，管理层可能为了获得额外的资源支持或是担心负面媒体报道会对公司股价和市值产生负面影响，从而更有动力采取积极的社会责任举措，以满足社会公众的需求。

同时，数字化转型带来信息不对称性的降低会提高企业的市场曝光度，引起企业得到更多社会公众等第三方的关注，并通过社交媒体和数字宣传来增加对其社会责任履行方面努力的曝光，使社会公众能够更容易地了解企业的 ESG 成果^[25]。综上所述，本文提出如下研究假设。

假设 H3：数字化转型可以通过提高企业受到的社会公众第三方关注度，来提高企业履行社会责任的能力，进而对企业的 ESG 表现产生促进作用。

根据数字治理理论，作为市场中的经济组织，企业能够凭借规模数据信息与数字化技术优势，推动治理决策和行为变革，从而提高公司治理水平^[26]。第一，数字化技术允许企业更全面地监控和评估公司内部的运行状况，这有助于企业更好地了解自身的需求和问题，从而更加精确地制定治理策略。第二，随着信息技术的发展，企业和利益相关者的关系将更加紧密，这有利于发挥利益相关者的监督作用。同时，作为影响经济组织公司治理水平的重要因素，信息不对称性与数字化技术也有紧密联系^[27]。数字化转型能带来学习的高共享性、通用性，能为企业利益相关方搭建基础数字平台，降低信息传递壁垒。综上所述，本文提出如下研究假设。

假设 H4：数字化转型可以通过降低企业的信息不对称性，提高企业的公司治理水平，并对企业的 ESG 表现产生促进作用。

三、研究设计

（一）模型设定

本文建立如下双重固定效应模型：

$$ESG_{it} = \alpha + \beta_1 DT_{it} + \gamma \sum Control_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在（1）式中， ESG_{it} 为因变量，表示第 i 个企业在第 t 年的企业 ESG 表现； DT_{it} 为自变量，表示企业 i 在第 t 年的数字化转型程度（Digital Transformation），其系数 β_1 即核心估计参数，表示进行数字化转型程度对企业 ESG 表现的净效应； $Control_{it}$ 表示一系列控制变量，包括企业年龄、企业规模、资产负债率、企业托宾 Q 值等； δ_i 、 θ_t 分别表示时间、个体的固定效应； ε_{it} 表示随个体和时间变化的随机扰动项。

（二）变量说明

本文选取 2012—2020 年中国 A 股不同行业的上市公司，以 WIND 数据库获取的财务状况数据、公司内部治理数据和 ESG 表现数据为基础，构建了动态混合的非平衡面板数据。不同变量的选择标准和数据来源如表 1 所示。

表 1 主要变量的符号和定义

变量性质	变量代码	变量名称	变量解释
被解释变量	ESG	企业环境、社会与治理绩效	考虑企业对环境的影响，对社会的影响和对公司治理影响的综合指标
解释变量	DT	数字化转型程度 (Digital Transformation)	Ln（企业在年报中披露的数字化转型有关词频总数 + 1）
	DT2	数字资产占比 (Digital Asset)	企业在年报中披露的数字资产投入占无形资产的占比
控制变量	Size	企业规模	资产总计取对数
	Lev	资产负债率	资产负债率
	ROA	总资产收益率	净利润/股东权益平均余额
	Cashflow	现金流量	经营活动产生的现金流量净额
	TobinQ	托宾 Q 值	(流通股市值 + 非流通股股份数 × 每股净资产 + 负债账面值) / 总资产
	ListAge	上市年限	ln（当年年份 - 公司上市年份 + 1）
	Mfee	管理费用率	管理费用除以营业收入
	Big4	审计质量	审计单位是否为四大会计师事务所
	Industry	行业	
Year	年份		

1. 被解释变量。本文参考谢红军等^[28]和周莎等^[29]的方法，采用华证 ESG 评级体系数据。华证 ESG 评级体系能够充分结合中国资本市场发展情况并准确地代表中国本土企业的 ESG 表现。同时，该评级指标体系区分环境、社会、治理三大维度，有多个细分议题和大量具体指标，以反映企业的 ESG 管理实践水平。笔者认为，该体系考虑了不同行业的 ESG 之间的差异，且能够准确地反

映出企业承担社会责任的能力。

2. 解释变量。本文通过对企业年报数字化词频进行爬取的方式构建解释变量 DT。部分学者应用“0—1”虚拟变量测度企业数字化转型，但是这种技术处理无法精准地估计企业数字化转型程度。笔者认为，在年报中，企业通常会阐释该年度企业的战略理念、经营模式、组织架构和社会责任^[30]。于是，当上市企业开展数字化转型后，年报中涉及“企业数字化转型”的词条数量会得到显著提升，在很大程度上体现企业所推崇的经营理念及发展路径。因此，从上市企业年报中涉及“企业数字化转型”的词频统计角度来刻画其转型程度是可行的。一方面，企业年报通常提供了多年的历史数据，可以用来进行长期趋势分析。另一方面，企业年报通常是由专业机构编制的，并经过审计，因此具有较高的可信度。本文参考吴非等^[31]的做法，对人工智能、大数据技术、云计算技术、区块链技术、数字技术这五个维度构造了数字化字典，并在其基础上运用 Python 对上市公司年报中的词条进行分析，统计出数字化总词频。同时为了避免不同企业之间数字化转型程度的跨度太大影响最终结果，本文对数字化转型有关词频总数加 1 后作对数处理。

3. 控制变量。企业数字化转型与企业财务、运营、技术水平等均直接相关，因此为了准确研究数字化转型与社会责任的关系，本文设置相关控制变量。本文参考肖红军等^[24]和何帆等^[32]的做法，基于企业自身特征选取一系列控制变量，如财务状况指标包括企业规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）、总资产收益率（*ROA*）、现金流量（*Cashflow*）、托宾 Q 值（*TobinQ*），运营水平指标包括上市年限（*ListAge*）、管理费用率（*Mfee*）、审计质量（*Big4*）。

（三）数据来源和变量处理

本文采用 2012—2020 年的 A 股上市公司的数据进行实证分析，相关处理如下：（1）本文剔除了出现 ST、*ST 和 S*ST 的样本；（2）剔除金融行业上市公司样本；（3）剔除 2012 年后上市的公司样本。同时为了减少极端值影响，本文在 1% 和 99% 水平对连续型变量进行缩尾处理。

四、模型与实证分析结果

（一）描述性统计分析与单变量检验

本文展示了变量的描述性统计结果（如表 2 所示）。表 2 显示样本期间内企业 ESG 表现的最大值和最小值分别为 64.110 和 1.240，均值为 20.870，标准差为 6.893，这表明企业的 ESG 表现在样本期间内存在较大程度上的差异。

表 2 相关变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ESG</i>	8 690	20.870	6.893	1.240	64.110
<i>DT</i>	8 690	1.749	1.484	0.000	6.347
<i>DT2</i>	8 572	0.064	0.194	0.000	1.000
<i>Size</i>	8 690	23.120	1.292	19.550	26.400
<i>Lev</i>	8 690	0.476	0.201	0.034	0.990
<i>ROA</i>	8 690	0.044	0.064	-0.415	0.244
<i>Cashflow</i>	8 690	0.057	0.068	-0.197	0.258
<i>TobinQ</i>	8 690	1.942	1.360	0.799	17.680
<i>ListAge</i>	8 690	2.493	0.618	0.000	3.367
<i>Mfee</i>	8 690	0.081	0.071	0.007	0.766
<i>Big4</i>	8 690	0.112	0.316	0.000	1.000

(二) 基本回归结果

为研究数字化转型对企业 ESG 表现的影响，本文首先对模型 (1) 进行回归，结果如表 3 所示。本文未在 (1) 列加入控制变量，结果显示，不控制其他因素时，DT 的系数在 1% 的水平上显著；在 (2) 列加入控制变量，结果显示，控制其他因素时，解释变量 DT 的系数仍在 1% 的水平上显著。上述结果表明，进行数字化转型的企业 ESG 水平得到显著提升，这支持了本文的研究假设 H1。为进一步证明主要变量选取的科学性与结论的稳定性，本文参考张永坤等^[33]用数字资产占无形资产比重 (Digital Assets) 替代数字化词频作为企业数字化转型程度的测度，并进行基准回归。在更换企业数字化转型测度标准后，(4) 列的系数仍旧在 5% 水平上显著。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
<i>DT</i>	0.324*** (5.520)	0.218*** (3.720)		
<i>DT2</i>			0.483** (2.054)	0.580** (2.460)
<i>Size</i>		1.386*** (11.592)		1.336*** (11.128)
<i>Lev</i>		-1.441*** (-2.968)		-1.440*** (-2.916)
<i>ROA</i>		0.150 (0.166)		0.802 (0.812)
<i>Cashflow</i>		-0.416 (-0.560)		-0.834 (-1.091)
<i>TobinQ</i>		0.322*** (6.894)		0.395*** (7.522)
<i>ListAge</i>		-0.218 (-0.887)		0.022 (0.091)
<i>Mfee</i>		-1.988* (-1.903)		-1.301 (-1.166)
<i>Big4</i>		1.212*** (3.470)		1.437*** (4.263)
<i>_cons</i>	17.848*** (144.008)	-12.821*** (-4.872)	18.056*** (151.785)	-12.277*** (-4.620)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	8 690	8 690	9 114	8 952
<i>R</i> ²	0.803	0.807	0.803	0.808
<i>F</i>	266.749	156.029	281.410	162.822

注：括号内为 *t* 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

(三) 稳健性检验

为进一步证明主要变量选取的科学性与结论的稳定性，本文分别通过替换解释变量和被解释变

量的形式进行稳健性检验（如表 4 所示）。首先，考虑年报 MD&A 部分文本长度的差异，在提取得到每家公司年报中所有数字化词频的出现频率后，本文参考袁淳等^[34]采用企业数字化相关词汇频数总和除以年报“管理层讨论与分析语段”长度的形式衡量微观企业数字化程度（Digital），并放入表 4 模型（1）中进行回归。第（1）列结果表明，在更换企业数字化转型测度标准后，Digital 的回归系数为 0.038，仍在 10% 水平上正向显著。其次，本文应用彭博社出具的 ESG 指标（ESG_Bloomberg）替换原来的被解释变量华证 ESG 评级体系（ESG）进行回归，并将 ESG_Bloomberg 指标中的各个 ESG 细分项（ESG_E：环境，ESG_D：社会，ESG_G：公司治理）单独列出。第（2）列结果表明，在更换企业 ESG 表现测度指标后，DT 的回归系数为 0.241，仍在 10% 水平上正向显著。表 4（3）—（5）列结果表明，DT 对 ESG_E 回归的系数在 1% 水平上显著，对 ESG_S 和对 ESG_G 回归的系数均在 5% 水平上显著，这代表着企业数字化转型对 ESG 评定三个维度中的 E 环境维度的显著促进效应最强。同时，表 4 的回归结果证明了本文变量选取的合理性以及所得结论的稳定性。

表 4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG	ESG_Bloomberg	ESG_E	ESG_S	ESG_G
Digital	0.038* (1.876)				
DT		0.241*** (3.903)	0.332*** (2.821)	0.130** (2.030)	0.243** (2.183)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	1.251*** (3.223)	-2.167 (-0.795)	-38.118*** (-7.349)	-31.520*** (-11.121)	51.290*** (10.441)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	25 640	9 329	9 233	9 285	9 300
R ²	0.618	0.849	0.713	0.767	0.831
F	88.311	947.693	172.764	182.034	1.3e+03

注：括号内为 *t* 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

五、内生性检验

一家企业的数字化转型程度，往往取决于其技术水平、企业规模和所处地区是否发达，而这些因素又会对其 ESG 表现产生影响，这意味着本文的实证检验过程可能存在内生性问题。因此，本文参考袁淳等^[34]采用各城市在 1984 年的邮电历史数据作为数字经济发展综合指数的工具变量进行内生性检验。企业所在地的通信技术基础会从技术水平和使用习惯等方面影响到后续阶段企业对互联网技术的应用，同时邮电设施的受众主要是民众不涉及企业，满足外生性条件。此外，本文以上一年全国互联网用户数分别与 1984 年企业注册所在地每万人电话机数量的交互项构建企业所处城市数字经济发展综合指数（DT_Composite Index_iv）作为工具变量，并按照模型（1）进行内生性检验。表 5 列（1）和列（2）报告了本文使用工具变量两阶段最小二乘法的回归结果，列（1）第一阶段结果表示，本文选取的工具变量 DT_Composite Index_iv 的系数在 1% 的水平上显著为

正，即本文选取的工具变量满足相关性条件。列（2）的第二阶段结果显示，对于原假设“工具变量识别不足”的检验，*Kleibergen-Paap rk* 的 LM 统计量 p 值均为 0.000，显著拒绝原假设；在工具变量弱识别的检验中，*Kleibergen-Paap rk* 的 Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值^[35]。同时，*Sargan* 和 *Hansen* 结果表明，内生变量的数目和工具变量的数目完全相同，都为 1 个，这代表工具变量满足严格外生的条件。

表 5 工具变量法检验

	(1)	(2)
	DT	ESG
<i>DT</i> <i>_Composite Index</i> <i>_iv</i>	0.133*** (25.520)	
<i>DT</i>		0.240*** (7.211)
Kleibergen-Paap rk LM		686.796***
Kleibergen-Paap rk Wald F		712.895 {16.380}
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
<i>N</i>	18 497	18 497
R^2	0.130	0.130

注：（）数值为 t 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；{ } 数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。

六、进一步研究

前文结果表明，我国企业进行数字化转型能够很好地促进自身 ESG 表现的提高，且能够产生创新驱动发展效应。因此本文进一步对中介机制和调节机制进行研究，即数字化转型能否通过促进企业绿色信号内部产生、传递和向外部释放的方式，对企业开展 ESG 活动产生积极影响。

（一）中介机制检验：绿色创新水平

针对企业数字化转型过程中的绿色技术创新效应，本文参考宋德勇等^[36]的做法，对 CNRDS 获取的所有 A 股上市公司的专利信息进行分类整合。同时，由于企业申请专利不代表最后能够得到授权，部分专利可能没有经过详细测试或是专门被企业伪造出来骗取投资。为了消除这种影响，本文使用企业被最终授权的绿色专利数量 (*Gpatent*) 来衡量企业的绿色创新水平，具体检验结果如表 6 所示。

表 6 中（1）—（3）列分别为数字化转型对企业 ESG 表现、数字化转型对绿色创新水平、企业绿色创新水平对 ESG 表现的回归结果。由表 6 可知，（2）—（3）列系数分别在 10% 和 5% 的水平上显著为正，这表明数字化转型可以通过促进企业研发绿色技术、提高绿色创新水平来改善自己的环境绩效，提高 ESG 表现。该作用机制的检验结果支持了本文的研究假设 H2。笔者认为，一方面，企业能够通过数字化技术精准发现环境保护问题，从而有目的性地开展绿色技术研发；另一方面，利用数字技术互联互通的特性，企业在加强内部知识技术交流的同时，可以同其他企业搭建知识共创网络，从而更高效地开展绿色研发，改善环境绩效。

表 6 企业绿色创新水平的中介效应

	(1)	(2)	(3)
	ESG	Gpatent	ESG
<i>DT</i>	0.217*** (3.720)	0.004* (1.718)	0.146** (2.351)
<i>Gpatent</i>			0.021*** (4.711)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-12.821*** (-4.872)	-3.959 (-1.201)	-6.985** (-2.349)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	8 690	19 446	7 531
<i>R</i> ²	0.807	0.867	0.814
<i>F</i>	156.029	6.586	128.038

注：括号内为 *t* 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

（二）中介机制检验：社会公众关注度

企业开展绿色活动的一个重要目的是获得市场关注从而引入更多的绿色投资。一方面，立足企业内部财务角度，资本市场中投资者的关注度能够有效缓解企业融资约束，帮助企业吸引到更多的环保投资。另一方面，立足企业绿色转型角度，企业社会责任履行水平纳入潜在投资者关注重点，能够从战略层面促进企业经济目标与可持续发展目标的统一，实现理念上的绿色转型。因此，本文参考宋双杰等^[37]的做法，采用 CNRDS 网络搜索指数数据库中使用的上市公司股票代码、公司全称等关键字的搜索数量，代理社会公众等第三方关注度 (*Attention*)，回归结果如表 7 所示。

表 7 企业社会公众关注度的中介效应

	(1)	(2)	(3)
	ESG	Attention	ESG
<i>DT</i>	0.217*** (3.720)	1.967*** (3.007)	0.220*** (3.768)
<i>Attention</i>			0.544*** (4.883)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-12.821*** (-4.872)	-5.4e+03*** (-6.310)	-13.845*** (-5.253)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	8 690	8 690	8 690
<i>R</i> ²	0.807	0.781	0.808
<i>F</i>	156.029	143.716	149.130

注：括号内为 *t* 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

表 7 的 (1) — (3) 列的系数分别代表数字化转型对企业 ESG 表现、数字化转型对公共关注度水平和公共关注度水平对 ESG 表现的回归结果。回归结果显示，(2) — (3) 列的系数在 1% 的水平上显著，说明数字化转型能够通过提高企业的公共关注度，助力企业获得舆论利好和投资者关注，进而提升企业 ESG 表现，这支持了本文的研究假设 H3。笔者认为，在外部的高度关注和内部的高度透明的情境下，企业的每一次社会友好的举措都将成为外部利益相关方进行消费和投资决策的评判标准，这将迫使企业努力地进行绿色转型，以维持企业的商誉和正常运转^[37]。

(三) 中介机制检验：信息不对称性

严重的信息不对称是企业间开展 ESG 活动能力差异的关键因素，但是数字化转型能够解决这个问题。将大数据等信息技术应用到现有经营，不仅能够帮助企业改变传统业务模式，挖掘出更全面的客户信息，也能够让企业的社会责任行为变得可视化，从而帮助投资者和消费者对其进行查证^[38]。因此，本文基于市场微观结构的文献，提取流动性比率、非流动性比率以及反转指标，构建出信息不对称指标来代理企业的信息透明度。但是，由于上述每个指标既包含与非对称信息相关的成分，也可能包含一些无关成分。因此本文遵循 Bharath 等^[39]的做法，对这些原始指标提取第一主成分并构建信息不对称性指标 (ASY)。在双重固定效应模型的基础上，本文检验 ASY 的中介效应，如表 8 所示。

表 8 企业信息透明度的中介效应

	(1)	(2)	(3)
	ESG	ASY	ESG
DT	0.217*** (3.720)	-0.007** (-2.111)	0.211*** (3.632)
ASY			-1.167*** (-10.837)
Controls	控制	控制	控制
_cons	-12.821*** (-4.872)	6.896*** (44.644)	-1.376 (-0.489)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
N	8 690	23 492	8 689
R ²	0.807	0.693	0.810
F	156.029	714.058	156.022

注：括号内为 *t* 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

表 8 中 (1) — (3) 列分别为数字化转型对企业 ESG 表现、数字化转型对企业信息不对称性、企业信息不对称性对其 ESG 表现的回归结果。由表 8 可知，(2) 列的系数在 5% 水平上显著为负，(3) 列系数在 1% 的水平上显著为负，这表明数字化转型可以通过促进企业进行信息披露，降低信息不对称性来提高 ESG 表现，这支持了本文的研究假设 H4。笔者认为，首先，数字化转型为企业与利益相关方的信息交互提供了技术基础，帮助缩短上市企业和其客户之间的距离，利于企业构建以用户为主导的新管理模式。其次，借助数字化转型，企业可以突破传统要素边界的束缚，使在数字化情境下企业对利益相关方的信息披露体系得到全方位重塑，这可以发挥利益相关方对公司治理的监督作用，进而强化企业履行 ESG 责任的动机和意愿^[27]。

（四）异质性检验

上文对数字化转型如何影响企业的 ESG 表现进行了细致研究，然而企业不同属性的差异会对前述效果产生异质性影响，本文接下来进行了具体分析和检验。

1. 基于行业属性的异质性检验。大量研究及异质性检验表明，数字化转型对于不同行业种类企业的 ESG 表现促进作用水平不同。一方面，在“双碳”目标的指导下，数字化转型所带来的信息渗透，导致重污染企业的融资约束显著高于非重污染企业，因而不同污染程度企业履行 ESG 责任表现各异。且非重污染企业的良好发展前景和先进企业经营理念，能够吸引更多专业技术人才，从而进一步提升绿色技术创新水平。另一方面，绿色企业通常属于高新技术企业，由于高水平的技术密集度以及数字技术融合程度，其进行绿色转型的成本更小、效率更高。科技程度较高的企业通常在数据采集和分析方面更加成熟，这意味着它们可以使用先进的数据采集技术收集和分析 ESG 方面的相关数据。这些数据能够为企业提供更深入的洞察力，帮助其更好地了解现状、发现问题，并制定相应的改进和优化措施。

因此，为进一步探究企业数字化转型开展 ESG 活动的作用，本部分将企业划分为高污染企业和低污染企业，进行分组回归。本文依照 2008 年 6 月我国生态环境部公布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》中的火电、钢铁、水泥、煤炭等 16 类行业，将属于这些行业的企业划分为重污染企业，赋值为 1；反之，赋值为 0。同时，本文根据《战略性新兴产业分页目录》和《上市公司行业分类指引（2012 年修订）》等相关文件，确定了高科技上市公司的行业代码，并将属于高科技行业的上市公司设为虚拟变量 1，其他企业为 0，回归结果如表 9 所示。

表 9 企业行业属性差异的异质性分析

	高污染	低污染	高科技	非高科技
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
<i>DT</i>	0.175	0.265***	0.415***	-0.041
	(1.524)	(3.905)	(4.748)	(-0.531)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-19.379***	-16.022***	-20.847***	-15.318***
	(-3.528)	(-5.107)	(-5.363)	(-3.946)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2 716	5 974	4 310	4 741
<i>R</i> ²	0.784	0.821	0.809	0.814
<i>F</i>	47.051	111.802	89.930	78.677

注：括号内为 *t* 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

由表 9 (1) — (2) 列结果可知，数字化转型政策对低污染企业的 ESG 表现具有更显著的积极作用。(1) 列回归系数为 0.175，不显著；而 (2) 列的回归系数为 0.265 在 1% 水平上显著 (表 9)。这说明相较于污染和排放严重的重污染企业，数字化转型政策更加显著地促进了低污染企业的 ESG 水平。本文认为，可能原因在于绿色企业通常具有绿色技术基础，且具有较高的技术密集度能够吸引更多专业技术人才，进行绿色转型的成本更小、效率更高。因而，数字化转型对非重污染企业 ESG 表现的促进作用更加显著。表 9 (3) — (4) 列结果表明，(3) 列的系数为 0.415，在 1% 的水平下正向显著，而 (4) 列的系数为 -0.041，不显著。这说明相较于科技程度较低企业，

数字化转型政策对高科技企业提高 ESG 表现效果更加明显。笔者认为, 科技程度较高的企业往往在技术人才和技术资源方面具备更强的能力, 能够更好地应用数字化转型技术来提高 ESG 水平。

2. 基于区域差异的异质性检验。笔者认为市场化进程较高和位于我国东部和中部发达地区的企业能更好地应用数字化技术提高 ESG 表现。首先, 东部和中部地区企业在数字化转型方面具有一些有利条件, 包括发展阶段、行业结构和政策支持等方面的优势, 这些因素促使其拥有更多的财务资源和技术实力来推动数字化转型。其次, 市场化进程较高的企业通常具备更快的反应速度, 这意味着数字化转型技术可以加快信息传递和决策制定过程, 使管理层能够更及时地识别和解决 ESG 方面的问题。市场化进程通过影响公司所在地区行政、法律等制度来影响公司外部环境。市场化进程低的地区法制法规建设不健全, 政府干预过多; 市场化进程高的地区信息披露监管严格, 法律法规较为完善。在此基础上, 本文参考李慧云等^[40]选用“中国各地区市场化指数”作为衡量市场化进程的参考指标进行异质性检验, 并将位于广东、上海、浙江和江苏四个省(市)份的企业该指标赋值为虚拟变量 1, 位于其他省份为 0; 同时, 本文将总体样本划分为东部、中部、西部三个子样本, 以考察企业数字化转型影响企业 ESG 表现的地区差异。本文将位于东部地区的上市企业赋值为虚拟变量 1、中部地区的赋值为虚拟变量 2、位于西部地区的赋值为虚拟变量 3, 回归结果如表 10 所示。

表 10 企业区域属性差异的异质性分析

	市场化进程较高	市场化进程较低	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG
<i>DT</i>	0.269***	0.142*	0.119*	0.466***	0.246
	(2.965)	(1.902)	(1.722)	(3.374)	(1.602)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-11.813***	-13.502***	-8.995***	-17.386***	-24.722***
	(-2.781)	(-4.057)	(-2.837)	(-2.626)	(-3.718)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3 450	5 601	6 120	1 632	1 299
<i>R</i> ²	0.833	0.792	0.826	0.762	0.783
<i>F</i>	71.480	94.154	122.720	22.479	28.127

注: 括号内为 *t* 统计量, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 10 的 (1) — (2) 列的系数分别代表着市场化进程较高企业和较低企业的数字化转型对企业 ESG 表现的回归结果。(1) 列的系数为 0.269, 在 1% 的水平下正向显著, 而 (2) 列的系数为 0.142, 在 5% 的水平下正向显著。这说明相较于市场化进程较低企业, 数字化转型政策对市场化进程较高企业提高 ESG 表现效果更加明显。笔者认为, 这是因为市场化进程较高的企业更加注重创新和适应能力的培养, 能够更快地适应市场和行业变化。因此, 市场化进程较高的企业拥有更多的创新能力和数据洞察力, 能够更好地应用数字化转型技术来提高 ESG 表现。

表 10 的 (3) — (5) 列的系数表示位于东部、中部和西部企业的数字化转型对企业 ESG 表现的回归结果。(3) 列的系数为 0.119, 在 10% 的水平下正向显著, (4) 列的系数为 0.466, 在 1% 的水平下正向显著, (5) 列的系数为 0.246, 不显著。这说明数字化转型显著促进东部和中部地区企业的 ESG 表现, 但对西部地区企业 ESG 表现的影响并不明显。一方面, 东部和中部地区的数字

基础设施和环保资源领先于西部地区，并具备更强的基础设施和市场条件，使得数字化转型更容易。西部地区相对较为欠发达，企业的科技程度和基础设施建设可能相对滞后，使得应用数字化转型技术来提升 ESG 表现的起点较低。另一方面，东部和中部地区的企业往往涵盖了更多的高科技、制造业和服务业等，在技术应用上更容易实现数字化转型。然而，随着技术的普及和政策的推动，西部地区的企业也有机会逐步实现数字化转型，并改善其 ESG 绩效。

3. 基于管理层属性差异的异质性检验。笔者认为企业的管理层属性能够影响企业数字化转型对 ESG 表现的促进效果。在数字化转型前，具有绿色认知的管理层带领的企业的 ESG 表现会高于其他企业。缺乏绿色认知的管理层往往缺乏对环境保护和可持续发展的关注。他们可能会因为开展绿色行为和绿色转型带来的成本比较高昂，从而更倾向推动企业在业务运营中采取以企业利益为导向的行动。这种价值观的影响可能会导致在 ESG 方面的整体绩效更差，但这也意味着具有更大的提升空间。因此本文选取企业的 CEO 作为分析对象，并从其个人简历中筛选出“是否接受过绿色有关专业教育”和“从事过绿色有关工作”，对于 CEO 具备绿色经历的，本文赋值为 1；否则，取值为 0。同时，为了增强该调节效应的稳健性，本文参考采用文本分析法，筛选出企业年报中涉及绿色竞争优势认知、企业社会责任认知和外部环境压力感知 3 个维度的一系列关键词构成企业管理层绿色认知词频数量，对于高于平均管理层绿色认知词频的企业，本文赋值为 1；否则，取值为 0，回归结果如表 11 所示。

表 11 企业管理层属性差异的异质性分析

	管理层绿色认知较高	管理层绿色认知较低	CEO 有绿色经历	CEO 无绿色经历
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
<i>DT</i>	0.071	0.238***	2.654**	0.608***
	(0.526)	(3.338)	(2.572)	(11.309)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-27.696***	-12.325***	-19.474	-13.131***
	(-3.985)	(-3.935)	(-1.054)	(-21.688)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2346	5178	595	166920
<i>R</i> ²	0.844	0.827	0.842	0.810
<i>F</i>	44.410	71.039	19.084	3.6e+03

注：括号内为 *t* 统计量，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

表 11 的 (1) — (2) 列的系数分别代表着管理层绿色认知较高企业和较低企业的数字化转型对企业 ESG 表现的回归结果。(1) 列的系数为 0.071，并不显著，而 (2) 列的系数为 0.238，在 1% 的水平下正向显著。表 11 的 (3) — (4) 列的系数分别代表着 CEO 有绿色经历的企业和缺乏绿色经历企业的数字化转型对 ESG 表现的回归结果。(3) 列的系数为 2.654，在 5% 水平上，而 (4) 列的系数为 0.608，在 1% 的水平下正向显著。笔者认为，缺乏绿色认知的管理层和 CEO 所带领的公司，在过去的经营过程中缺乏对可持续发展领域的关注，这意味着这些企业在开展数字化转型前的 ESG 表现远低于具备绿色认知的管理团队带领的企业。当数字化转型为企业带来更高的运营效率和更低廉的生产成本时，这些管理者会将目光投入可持续发展市场这个过去没有侧重的领域。因此，数字化转型带来的成本、技术和竞争优势将会在短时间内显著提高这些企业的 ESG 表

现。通过数字化转型,企业可以更好地满足消费者和投资者对企业环境和社会责任水平的要求,开发和推广符合 ESG 标准的产品和服务,从而在可持续发展的市场中获得竞争优势。

七、研究结论和启示

企业数字化转型是我国加快发展数字经济的关键一环,也是 21 世纪我国经济高质量转型发展的重要决策。在我国新发展理念指引下,如何促使企业数字化转型与绿色转型协同发展成了实现企业高质量发展的重大战略选择。本文利用 2012—2020 年入选华证公布 ESG 评级的中国 A 股上市公司数据,在对相关企业年报进行数字化文本分析及词频统计的基础上,采用双重固定效应模型实证检验了企业数字化行为对提升 ESG 表现的促进作用,以及内部的中介效应和调节效应。本研究通过稳健性检验,确保了结论的稳定性,排除了其他因素的影响。最终主要结论如下:(1) 本文使用双重固定效应模型的实证检验结果表明,数字化转型能够促进企业 ESG 责任更好地履行;(2) 经过中介机制检验,本文指出企业数字化转型可以通过驱动提高绿色创新水平、外部社会公众关注度和企业信息透明度来提高其 ESG 表现;(3) 经过异质性检验,本文指出企业的行业属性、区域属性和管理层属性会对其数字化转型对企业 ESG 表现的促进效果产生调节效应。

为进一步优化落实我国企业数字化转型政策,助力我国经济绿色、可持续化高质量转型,本文总结出以下几点政策启示。(1) 政府可以设立独立专项基金或提供贷款和风险投资,以支持专注于开发与绿色可持续发展相关的数字化技术和解决方案的企业,并指导企业在数字化转型中推动绿色创新的方向。(2) 政府应当出台数字化技术和环保领域复合人才激励制度,鼓励企业引进更多的复合型人才,在实现数字化转型的同时,响应双碳政策。通过将环保和节能要求纳入产品设计和开发的早期阶段,引导企业开发包括降低环境影响的智能系统、能源管理技术、节能减排等多种方案。(3) 政府应当加强企业数据和信息披露相关领域的法律法规建设,完善信用监管机制建设,避免数字化带来的数据造假弊端。这就需要政府推动数据安全立法,通过对企业披露的 ESG 等信息依法进行监管与规制,从而营造健康的 ESG 投资市场。在结合国内实践情况的基础上,逐步推出符合中国本土特色的标准信息披露制度,增强环境信息披露的可比性与数据可得性,让投资者和投资机构更放心地将 ESG 因素融入投资流程并建立 ESG 投资框架。(4) 在实行数字经济政策的背景下,政府应当注重对科技程度低,污染程度重,且位于经济不发达地区的企业进行资金帮扶和政策支持,引导这些企业更加高效地利用数字化技术的同时提高自身 ESG 表现。(5) 在微观企业方面,针对管理层绿色认知差、CEO 缺乏绿色经历的企业,应积极与其他企业共享经验和数字化实践经验,向数字经济试验区学习成功案例。制定符合企业规模和目标的数字化战略,明确数字化技术如何支持和改进 ESG 相关目标,确保数字化技术方案与企业的可持续发展目标相一致。

参考文献

- [1] 陶锋,王欣然,徐扬,等.数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J].中国工业经济,2023(5).
- [2] 田秀娟,李睿.数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J].管理世界,2022(5).
- [3] 唐红梅,赵军.数字普惠金融、产业结构与包容性增长[J].当代经济科学,2022(6).
- [4] 王羲,陈雪姣,曹晶.数字化转型对企业高质量发展的影响——企业创新与风险承担视角[J/OL].科技进步与对策,https://kns.cnki.net/kcms2/detail/42.1224.G3.20230530.1404.008.html,2023-05-31.
- [5] 肖红军,阳镇,刘美玉.企业数字化的社会责任促进效应:内外双重路径的检验[J].经济管理,2021(11).
- [6] 谢红军,吕雪.负责任的国际投资:ESG 与中国 OFDI[J].经济研究,2022(3).

- [7] 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(7).
- [8] 张慧,黄群慧. ESG 责任投资研究热点与前沿的文献计量分析[J]. 科学学与科学技术管理,2022(12).
- [9] Wang, M., Y. Chen. Does voluntary corporate social performance attract institutional investment? Evidence from China[J]. *Corporate Governance*, 2017(5).
- [10] Eliwa, Y., A. Aboud, A. Saleh. ESG practices and the cost of debt: Evidence from EU countries[J]. *Critical Perspectives on Accounting*, 2021(79).
- [11] 邱牧远,殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究,2019(3).
- [12] 王欣兰,张勳捷,王楠. ESG 信息披露、债务融资成本与企业绩效——基于医药制造业上市公司的经验证据[J]. 会计之友,2023(13).
- [13] 苑泽明,刘甲,张淑溢. 高质量发展下企业 ESG 表现的价值效应及机制研究[J]. 会计之友,2023(18).
- [14] 唐金成,刘钰聪. 我国保险业数字化经营转型发展:机遇、挑战与应对[J]. 南方金融,2022(9).
- [15] 董小红,孙政汉. 化险为夷还是弄巧成拙:ESG 表现能降低企业经营风险吗?[J]. 中央财经大学学报,2023(7).
- [16] 赵宸宇. 数字化转型对企业社会责任的影响研究[J]. 当代经济科学,2022(2).
- [17] 唐韬,李方静,夏伦. 企业数字化对劳动生产率的影响——来自中国私营企业的经验证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2022(6).
- [18] 祝合良,王春娟. “双循环”新发展格局战略背景下产业数字化转型:理论与对策[J]. 财贸经济,2021(3).
- [19] 蔡莉,杨亚倩,卢珊. 数字技术对创业活动影响研究回顾与展望[J]. 科学学研究,2019(10).
- [20] 代飞,钟运标,徐凤菊. 数字化转型、企业创新与价值提升[J]. 财会月刊,2023(1).
- [21] 王锋正,刘向龙,张蕾,等. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗?[J]. 科学学研究,2022(2).
- [22] 范德成,张修凡. 绿色金融改革创新对低碳企业可持续发展能力的影响研究[J]. 科学管理研究,2021(3).
- [23] Song, M., Q. J. Xie, Z. Y. Shen. Impact of green credit on high-efficiency utilization of energy in China considering environmental constraints[J]. *Energy Policy*, 2021(22).
- [24] 李季鹏,王宝娟. 企业数字化转型促进企业积极承担社会责任了吗[J]. 财会月刊,2023(18).
- [25] 魏刚. 创新型企业的信息不对称性[J]. 技术经济,2016(8).
- [26] 肖红军,张俊生,李伟阳. 企业伪社会责任行为研究[J]. 中国工业经济,2013(6).
- [27] 韦谊成,刘小瑜,何帆. 数字化转型与公司治理水平研究——来自 A 股主板上市公司的经验证据[J]. 金融发展研究,2022(3).
- [28] 谢红军,吕雪. 负责任的国际投资:ESG 与中国 OFDI[J]. 经济研究,2022(3).
- [29] 周莎,毛革歌,陶思奇. ESG 表现、信用风险与债务资本成本——基于沪深 A 股上市公司的实证研究[J]. 会计之友,2023(18).
- [30] 涂心语,严晓玲. 数字化转型、知识溢出与企业全要素生产率——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究,2022(2).
- [31] 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(7).
- [32] 何帆,红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革,2019(4).
- [33] 张永坤,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).
- [34] 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).
- [35] 王海军,王淞正,张琛,等. 数字化转型提高了企业 ESG 责任表现吗?——基于 MSCI 指数的经验研究[J]. 外国经济与管理,2023(6).
- [36] 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(4).
- [37] 宋双杰,曹晖,杨坤. 投资者关注与 IPO 异象——来自网络搜索量的经验证据[J]. 经济研究,2011(S1).

- [38] Luo, X. R., D. Q. Wang, J. J. Zhang. Whose call to answer: Institutional complexity and firms' CSR reporting [J]. *Academy of Management Journal*, 2017(1).
- [39] Bharath, S. T., P. Pasquariello, G. J. Wu. Does asymmetric information drive capital structure decisions? [J]. *Review of Financial Studies*, 2009(8).
- [40] 李慧云, 刘镝. 市场化进程、自愿性信息披露和权益资本成本[J]. *会计研究*, 2016(1).

How Does Digital Transformation Improves ESG Performance ?

ZHANG Yong-ji, ZHAI Jian-qiao, ZHU Ya-xuan, WANG Ke

Abstract: Digital transformation can improve the operational efficiency and financial performance of enterprises, but the mechanism of its effect on corporate sustainable development remains to be explored. Using a double fixed-effects model and data from listed companies, this paper finds that digital transformation can significantly improve the level of corporate environmental, social and governance. This finding still holds after a series of robustness and endogeneity tests. Mechanistic tests show that digital transformation contributes to ESG performance by promoting green innovation, internal information transparency and investor attention. However, the effectiveness of digital transformation is affected by the level of economic development of the region in which the firm is located, the degree of marketization and its own pollution, the level of science and technology strength, the management's green perception and green experience. The results of the study expand the application value of enterprise digital transformation, provide solution ideas for enterprise sustainable development.

Key words: digital transformation; social responsibility; green innovation

(责任编辑 孙 洁)