

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2025.01.003

数字化转型对企业 ESG 表现的影响研究^{*}

匡增杰 周馨迪

(上海海关学院工商管理与关务学院, 上海 201204)

摘要: ESG 是我国实现“双碳”目标和可持续发展的关键支点,也是衡量企业高质量发展的重要指标。在数字经济浪潮下,企业如何将数字化转型带来的资源、能力和竞争优势有效应用于提升 ESG 表现亟待深入研究。本文采用 2013~2021 年中国 A 股上市公司的面板数据,考察数字化转型对企业 ESG 表现的影响。研究发现:数字化转型程度与企业 ESG 表现呈显著的“倒 U 型”关系,在经过延长时间观测窗口、工具变量法、PSM-DID 等一系列检验后依然稳健;异质性分析表明,国有企业、非重污染企业及管理层女性占比、国际化程度和研发投入较高的企业能在更高的数字化转型程度上实现最佳 ESG 表现;机制分析表明,数字化转型主要通过企业的绿色技术创新、信息披露质量两条渠道影响 ESG 表现。这些结论丰富了有关 ESG 表现的影响因素及提升机制的研究。鉴于此,本文认为企业应进行有差异的、适度的数字化转型以实现最佳 ESG 表现。

关键词: 数字化转型; ESG 表现; 绿色创新; 可持续发展; 企业社会责任

中图分类号: F272/F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 — 8072(2025)01 — 0034 — 17

一、引言

当前全球经济进入数字化新时代,企业的环境、社会和治理表现(ESG)逐渐成为衡量其可持续发展能力的重要标准。2024年是联合国全球契约组织提出ESG理念的20周年,中国政府于2021年提出“双碳”目标,并将其纳入“十四五”规划和2035年远景目标纲要,进一步推动了ESG理念的普及和实践。同时,数字经济正日益成为塑造全球经济未来的主导力量,是经济增长的新引擎和推动全球经济转型与创新的关键动力。《数字中国发展报告(2023年)》指出,2023年我国数字经济核心产业增加值超12万亿元,以云计算、大数据、物联网等为代表的新兴业务收入逐年攀升。

数字化转型和ESG的本质都是实现经济社会的高质量发展,数字化转型自然被视为实现可持续发展目标的关键途径,为企业ESG实践以及提升ESG表现这一热点问题注入了新的内涵和动力。作为数字经济发展的主要载体和核心力量,企业通过数字化转型,广泛应用前沿科技,不仅从根本上重塑了传统的经济模式,而且极大地拓展了数字经济的增长潜力和创新边界。尽管数字化转型被广泛认为是提升企业竞争力和可持续发展能力的关键途径,但是其对企业ESG表现的具体影响尚未得到充分研究,仍不确定企业能否将数字化转型带来的资源、能力与竞争优势有效应用于环境、社会和治理等长期可持续发展战略的实施(祝合良和王春娟, 2021)。

^{*} 基金项目: 本文受国家社科基金“制度型开放新视野下自贸试验区的差异化制度创新研究”(项目编号: 20BJY196)的资助。

目前对数字化转型的研究主要围绕企业数字化转型的影响展开,聚焦组织层面的变革及跨组织层面的互动。在组织层面,大量文献研究了数字化转型对企业经济绩效的影响,且有不同的结论:有学者从全要素生产率、创新绩效等方面阐释了数字化转型的积极影响(傅颖等,2021);另有学者从管理成本、技术投资与预期收益等角度,认为数字化转型具有潜在消极影响(戚聿东和蔡呈伟,2020)。在跨组织层面,现有研究关注企业数字化转型对供应链上下游及利益相关者的影响,并呈现出不同的视角:如数字化转型能提升供应链效率(李云鹤等,2022);数字化转型还能引导投资者关注,激发市场的正向外部效应等。又如,数字化转型所引致的“数字鸿沟”及数据安全问题可能会扩大供应链管理风险(肖红军等,2024),还可能产生负外部性效果,导致社会总福利损失(许恒等,2020)等。

目前对ESG表现的研究,学者大多从环境绩效、企业价值及财务绩效等角度研究其影响,但针对提升企业ESG表现的路径研究相对滞后(Gillan et al., 2021),主要体现在两方面:一是部分文献仅聚焦ESG的某一维度,缺乏对ESG整体框架的系统性考量。例如,环境规制工具和环境权益交易会分别倒逼和诱发企业绿色创新(李青原和肖泽华,2020;齐绍洲等,2018),企业数字化能够改善企业在社会责任方面的表现(赵宸宇,2022)。二是部分文献在分析时纳入了与ESG表现对应性不足的前因,限制了对ESG表现提升路径的全面理解(徐光伟等,2024)。上述研究均未将数字化转型这一与ESG表现相互对应性较高的前因纳入两者间关系进行讨论,无法对企业在数字经济背景下实现可持续发展提供指导。近两年,学者开始关注到两者间可能的直接联系,认为数字化转型能够提升企业内部控制水平从而提升ESG表现(胡洁等,2023;王海军等,2023)。然而,这些研究仅强调了企业数字化转型对ESG表现的正面影响效应,而对两者关系的理解存在不足。王应欢和郭永祯(2023)等少数学者对数字化转型与ESG表现之间可能存在的非线性关系展开了讨论,但其对各界对数字化转型“双刃剑”效应关注的回应有待完善。

综上,目前相关研究的缺失主要体现在三个方面:一是对数字化转型后果的研究。部分学者对数字化转型对组织层面的经济绩效以及跨组织层面的多重后果展开了研究(张吉昌和龙静,2022;李健等,2022),但较少关注数字化转型对企业非经济绩效的多重影响,而非经济绩效是评价企业是否符合可持续发展这一长期导向的关键。二是对企业ESG表现的研究仅聚焦ESG的单一维度,缺乏对ESG框架的系统性考量。还有部分学者选取了与宏观背景适应性不足且与ESG对应性不佳的前因(李国龙和朱沛华,2022)。三是对数字化转型和企业ESG表现的多重影响研究尚处于起步阶段,对如何差异化实行数字化转型以缓解潜在消极影响的讨论尚不充分。因此,本文在已有研究的基础上,对数字化转型对企业ESG表现的非线性影响展开深入研究,以期在微观层面打开数字化转型对企业ESG表现的机制“黑箱”。本文可能的边际贡献在于:第一,丰富影响企业ESG表现的前因研究,提出企业应进行有差异的、适度的数字化转型以实现更佳的ESG表现,为上市企业、中小企业等在数字经济浪潮下实现可持续发展提供新思路。第二,有助于推进数字化转型对企业组织层面非经济绩效多重

后果的研究。本文通过提出包含执行力、驱动力两个维度的理论框架,引出数字化转型对企业ESG表现的非线性“倒U型”关系,并为其匹配了收益与损失叠加效应中更为准确的凸收益凹成本理论机制。第三,对数字化转型对企业ESG表现的“倒U型”关系进行了十大稳健性检验,在异质性检验部分首次将国际化程度、管理层女性占比、环境敏感性纳入两者间直接关系的讨论,这可为缓解数字化转型的潜在消极影响提供新思路。

二、研究假说

本文构建了一个理论框架,认为企业通过数字化转型在执行力和驱动力两个关键方面影响其ESG表现。执行力和驱动力这两个维度分别侧重能力和动机。只有在这两个条件得到满足的情况下,企业的ESG表现才能取得实质性的进步和提升。进而言之,数字化转型能够通过绿色技术创新、信息披露质量两条渠道改善企业的ESG表现。第一,在绿色技术创新层面,基于利益相关者理论,ESG实践虽然有助于保护利益相关者权益,但会产生一定的外部性。数字化转型通过融合先进技术与现有生产流程,优化生产要素配置,实现资源高效利用,在提高绿色技术创新水平的同时降低了负外部性,提高了企业ESG实践的内在驱动力;在资源观框架下,企业通过数字化转型,能够破除一定的自然资源制约,拓宽绿色创新边界,提高绿色专利产出能力(曹裕等,2023),为其获得可持续的竞争优势提供新资源,从而提高企业改善ESG表现的执行力。第二,在信息披露质量层面,数字化转型显著增强了企业处理ESG相关信息的效率和信息披露的质量。通过数字化转型,企业对数据的处理能力不再受限于传统的低效模式,而是能够更好地利用数字技术分析非标准化、非结构化数据,从而极大地提高信息质量;在信息不对称理论框架下,数字化转型能够提高信息披露机制较不完善企业的信息透明度,缓解机会主义倾向与道德风险引发的委托代理问题(牛建波和赵静,2012),释放积极信号吸引分析师关注,降低与外部利益相关者的信息不对称程度,从而增强企业提升ESG相关信息披露质量的执行力和驱动力。

然而,数字化转型对企业ESG表现的正向效应呈边际递减趋势(刘淑春等,2021;左晶晶和唐跃军,2010)。尽管数字化转型初期能显著提高企业的绿色技术创新水平和信息披露质量,但受限于有限理性,企业无法持续高效应对数字化带来的资源、信息和机遇。随着数字化转型的深入,企业在绿色技术创新、信息处理与披露方面的投入增加,但每增加一单位投入所带来的额外ESG表现提升逐渐减少,导致资源配置的边际效用递减。即当数字化转型达到一定水平时,其引发的复杂性和信息过载可能会削弱企业在绿色技术创新、信息处理与披露等方面的执行力和驱动力,进而影响其履行社会责任的能力和动机。因此,本文提出假说:

H1: 数字化转型能够提升企业实现更佳ESG表现的执行力和驱动力,主要通过绿色技术创新、信息披露质量两条渠道,且边际收益递减。

数字化转型程度过高可能会降低企业的ESG表现,其作用机理主要通过绿色技术创新、信息披露质量两条渠道。第一,在绿色技术创新层面,根据资源编排理论,企

业在数字化转型过程中的过度投入可能导致资源配置失衡,进而影响其实现ESG战略目标的能力。这种集中可能削弱了企业动员和利用资源以推动绿色技术开发、升级的效率,从而影响绿色技术创新的执行力。另外,数字化转型要求企业在研发、生产、管理及销售等多个关键环节的系统变革和持续优化(孙伟增等,2023),大量、持续的资金投入可能会导致企业资金链紧张(谭志东等,2022),还可能触发产业升级需求(肖旭和戚聿东,2019),催生对进一步投资的需求。在这种情况下,由于企业ESG实践需要一定投入,为确保现金流稳定,企业可能会更聚焦于短期财务回报,从而抑制其增强绿色创新的执行力和改善ESG表现的驱动力。第二,在信息披露质量层面,过高的数字化转型,可能会导致信息过载(王旭等,2022),使得合适、有价值的信息难觅,信息处理和筛选成本增加,从而影响企业对环境、社会责任信息的深度挖掘和有效披露。另外,信息过载还可能导致决策质量下降,延长决策时间,降低决策满意度,引起慢性压力,从而影响企业在环境、社会责任等方面的决策和行动,降低企业提高ESG表现的执行力和驱动力。

数字化转型对企业ESG表现的潜在负面影响呈边际成本递增的特性。在企业数字化转型过程中,技术的复杂性与系统的集成度日益提升,所需的投资迅速增长且往往是非线性的。这种不成比例的投资扩张,加之外部关注压力,放大了数字化转型对ESG表现的负面影响。随着绿色创新、信息处理与披露难度加大,企业在追求数字化转型的过程中可能面临机会成本的急剧上升(Spiller, 2011)。另外,企业将更多资源投入数字化转型,过度倾斜技术升级和系统优化,可能会忽视对环境责任末端治理的必要投入。这种资源配置的不平衡不仅会影响企业的环境绩效,而且可能导致企业在环境责任履行方面的机会成本增加,特别是需要在数字化转型与环境责任之间做出权衡时,这种成本的增加尤为明显,从而导致ESG表现的边际损失呈现递增趋势。由此,本文提出假说:

H2: 数字化转型程度过高可能会降低企业实现更佳ESG表现的执行力和驱动力,主要通过绿色技术创新、信息披露质量两条渠道,且边际成本递增。

综上,本文揭示了企业数字化转型过程中收益与损失叠加形成的综合曲线效应。图1中凸型收益曲线减去凹型成本曲线,形成“倒U型”曲线关系:一是数字化转型对企业ESG表现带来快速增长的正面效益。但数字化转型到达一定水平后,限于有限理性等,对企业ESG表现的影响呈边际收益递减趋势,类似于凸型收益曲线。二是随着数字化转型程度的加深,可能出现企业成本特别是机会成本的指数型增长,对企业ESG表现的影响呈边际成本递增趋势,类似于凹型成本曲线。三是两种趋势

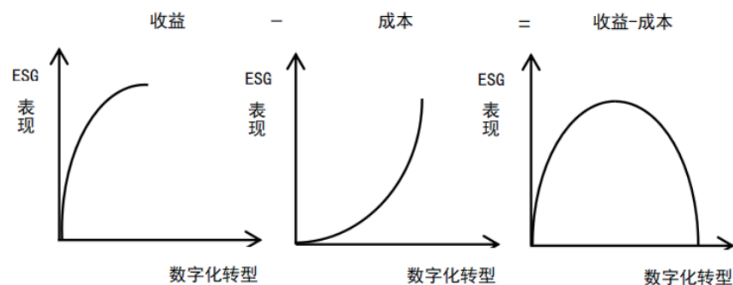


图1 数字化转型对企业 ESG 表现的作用机理

叠加形成“倒U型”关系，即企业数字化转型带来的收益增长先于成本增长，但达到一定水平后，成本控制成为企业的主要问题。在适度的数字化转型阶段，企业能够实现ESG绩效的显著优化，且边际收益递减。一旦转型程度超越某一阈值，可能由于边际成本递增而对其ESG绩效产生负向影响。因此，本文提出假说：

H3：数字化转型与企业ESG表现之间存在由收益与损失的叠加效应形成的“倒U型”关系。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取2013~2021年中国A股上市公司为研究样本，对数据进行如下处理：一是剔除金融企业样本；二是剔除考察期内ST、*ST、PT的样本及控制变量缺失的样本；三是对连续型变量进行1%的缩尾处理。最终得到1933家企业的年度样本，共17397个观测值。企业数字化转型数据来自上市公司年报，ESG表现数据来自华证ESG评级体系，绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)，其他原始数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

(二) 变量定义与模型设定

1.企业数字化转型。参考吴非等(2021)的研究，通过数字化转型关键词的词频数构建企业数字化转型程度的指标。企业通过年度报告向外部利益相关者传递内部经营管理及未来战略等关键信息。相比使用二元变量来标识企业是否进行数字化转型，采用年报中数字化转型相关特征词的词频分析，不仅能揭示企业对数字化转型的重视程度，还能反映其数字化转型的应用情况。具体步骤如下：首先，本文从“人工智能技术”“云计算技术”“区块链技术”“大数据技术”和“数字技术应用”五个维度，选取76个反映企业数字化转型的关键词，构造数字化转型特征词库；其次，在CSMAR数据库中加总各企业数字化关键词词频，得到数字化转型词频；最后，基于文本分析类数据“右偏性”特点，对词频进行对数化处理。

2.ESG表现。选取华证ESG评级数据，用上市公司每年四季度ESG表现的均值度量其ESG表现。将评级结果从高到低依次赋值为9到1。

3.控制变量。参考谢红军和吕雪(2022)的研究，将公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、董事会独立性

(Indep)、账面市值比(BM)、营业收入增长率(Growth)、企业成立年限(Age)、第一大股东持股比例(Top1)作为控制变量。详细变量定义见表1。

表 1 变量定义

变量	变量解释
ESG	华证环境、社会 and 治理(ESG)评级指数
Dgt	数字化转型程度，上市公司年报中关键词词频的自然对数
Dgt ²	数字化转型程度的平方项
Size	企业总计资产的自然对数
Lev	总负债/总资产
Indep	独董人数/董事会人数
BM	账面价值/市场价值
Growth	营业收入增长率
Age	截至当年年末企业成立年限的自然对数
Top1	第一大股东持股数量/总股数

4.描述性统计。表2为主要变量的描述性统计结果。表中显示, ESG的均值为4.136, ESG评级平均处于B到BB之间, 且最小值为1, 最大值为8, 表明我国A股上市公司的ESG表现差异性较大, 且整体情况不容乐观。Dgt的均值为1.454(大于中位数1.099), 最小值为0, 最大值为6.301, 表明企业数字化转型程度差异较大, 且整体偏低。其他控制变量的统计分布较为合理, 与以往文献统计结果类似。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ESG	17397	4.136	1.087	1.000	4.000	8.000
Dgt	17397	1.454	1.399	0.000	1.099	6.301
Size	17397	22.543	1.300	19.585	22.366	26.452
Lev	17397	0.437	0.198	0.046	0.432	0.908
Indep	17397	37.631	5.497	28.570	37.631	60.000
BM	17397	0.620	0.275	0.000	0.618	1.246
Growth	17397	0.161	0.411	-0.658	0.097	4.024
Age	17397	2.959	0.307	1.792	2.996	3.611
Top1	17397	33.540	14.793	8.087	31.214	75.525

5.实证模型。为研究数字化转型对企业ESG表现的影响, 本文设定式(1)和式(2)进行检验:

$$ESG_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Dgt_{i,t} + \sum \beta_n CVs_{i,t} + \sum Year_t + \sum Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$ESG_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Dgt_{i,t} + \beta_2 Dgt_{i,t}^2 + \sum \beta_n CVs_{i,t} + \sum Year_t + \sum Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在上述模型中, 基准回归的被解释变量为企业的ESG表现(ESG), 解释变量为企业数字化转型(Dgt), CVs为控制变量, ε 为模型随机误差项。本文还进行以下处理, 以提升模型的可信度和完整性: 第一, 考虑到企业数字化转型影响ESG表现有一定时滞(罗瑾琰等, 2023), 对被解释变量进行超前1期处理, 考察当期企业数字化转型程度对未来1期ESG表现的影响, 以缓解实践中变量间的传递耗时问题。第二, 在正文中, 所有回归均在企业(id)层面进行Cluster聚类稳健标准误。第三, 同时控制了企业(Ind)和年份(Year)的虚拟变量, 确保固定效应的吸收。第四, 本文还在模型中加入数字化转型的平方项($Dgt_{i,t}^2$)来考察企业数字化转型与ESG表现之间的非线性关系, 并预计式(1)、式(2)中数字化转型一次项系数(β_1)显著为正, 式(2)中二次项系数(β_2)显著为负。

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析与“倒U型”关系检验

1. 基准回归

本文在基准回归分析之前, 对变量进行方差膨胀因子(VIF)检验, 表3中各变量的VIF值均小于2, 式(2)中各变量间不存在严重的多重共线性问题。

表4为企业当期数字化转型程度对其超前1期ESG表现影响的回归结果。在控制相关因素后, 企业数字化转型一次项(Dgt)的回归系数为0.044, 在1%的水平上显著为正, 加入二次项(Dgt^2)后的一次项(Dgt)的回归系数依然显著为正(0.169), Dgt^2 的系数显著为负(-0.065), 表明企业

表 3 多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
Dgt	1.230	0.815
Dgt^2	1.180	0.849
Size	1.900	0.527
Lev	1.440	0.693
Indep	1.010	0.993
BM	1.580	0.633
Growth	1.010	0.987
Age	1.070	0.931
Top1	1.100	0.908
Mean	VIF	1.280

数字化转型与ESG表现之间存在显著的“倒U型”关系。

2. “倒U型”关系检验

本文在基准回归基础上，进行了较为系统的“U型”检验：根据式(1)，本文的“U型”检验为“倒U型”检验，具体分为三步：第一步，检验解释变量二阶项(Dgt^2)的系数是否显著为负。第二步，检验“倒U型”曲线在样本区间两端的斜率是否异号且显著。表5结果表明，样本区间两端斜率均通过P值检验。第三步，检验临界值和临界值的95%置信区间是否都在样本数据范围之内。表6结果表明，极值点位于1.302，其95%置信度下的置信区间为 [1.091, 4.994]，包含在样本取值区间[0, 6.301]，极值点有效。

本文在“U型”检验的基础上，进一步对极值点的位置进行分析。表6显示，极值点位于数字化转型程度为1.302处。结合所选样本的数字化转型程度分析，最小值为0.000，中位数为1.099，均显著低于临界点处的自变量值。由此可见，在开展数字化转型较为领先的上市公司中，仍有超过一半的企业尚未接近数字化转型程度的临界点，需要进一步开展数字化转型以提高企业ESG表现。

(二) 稳健性检验

1. 纳入解释变量的三次项与替换被解释变量

一方面，本文采取在式(2)的基础上加入数字化转型程度三次项的方法进行“倒U型”关系的稳健性检验。参考邵帅等(2019)的研究，构建了包含数字化转型三次项的式(3)。由表7列(1)结果可知，加入数字化转型的三次项后，一、二阶系数均不显著，三阶系数为0.055，数值极小且不显著。这表明加入三次项并不合适，“倒N型”关系不成立，增强了“倒U型”关系的稳健性。

$$ESG_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Dgt_{i,t} + \beta_2 Dgt_{i,t}^2 + \beta_3 Dgt_{i,t}^3 + \sum \beta_n CVs_{i,t} + \sum Year_t + \sum Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

另一方面，本文采用两种方法对企业ESG表现进行替代性度量。一是虽然华证ESG评级起步较早，评级数据科学性较好且可以满足长时间跨度的研究，但由于当前尚未形成统一的ESG评级标准，不同数据机构对同一家公司的ESG评级可能有较大分歧，为缓解评级争议，本文选择可靠性、透明性和相关性表现较好的商道融绿

表 4 数字化转型对企业 ESG 表现的影响

变量	FESG	
	(1)	(2)
Dgt	0.044*** (3.66)	0.169** (2.84)
Dgt^2		-0.065* (-2.14)
CVs、Year、Ind	YES	YES
N	17397	17397
Adj. R ²	0.1254	0.1262

注：*、**与***分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号内是经过聚类稳健标准误调整的t值，后表同。

表 5 斜率有效性检验结果

	前端	后端
	(1)	(2)
Interval	0	6.301
斜率	0.169	-0.650
t-value	2.840	-2.006
P> t	0.002	0.022

表 6 极值点有效性检验结果

变量	Dgt
极值点	1.302
取值范围	[0,6.301]
极值点95%的置信区间	[1.091,4.994]
均值	1.454
标准差	1.399

评级结果(*ESGstgf*)替换华证ESG评级结果。二是均值和中位数作为衡量数据集中趋势的不同指标,在特定情况下具有不同的代表性,本文将企业ESG得分年中位数(*ESGmiddle*)作为ESG得分年均值的一个替代变量,缓解被解释变量不同度量方法的影响。替换后对式(1)、(2)进行回归,结果不变(表7列(2)~(5))。

2. 替换解释变量

本文采用三种方法对企业数字化转型程度进行替代性度量(表8)。首先,企业ESG表现与数字化转型中“数字技术应用”词频分类的相关性更强,选取该词频加1后取自然对数衡量微观企业数字化转型程度。其次,参考袁淳等(2021)的做法,借助数字经济相关的国家政策语义表述,统计得到197个与数字化转型相关词汇在年报中的出现频率,作为解释变量的另一替代变量。最后,借鉴卢任等(2024)的做法,将数字化转型五个维度词频数总和除以年报总词数后乘100(*Dgratio*),替换后重新对式(1)、(2)进行回归,结果不变。

3. 变更研究样本与时间范围

本文还通过变更研究样本及时间范围进行多重稳健性检验(表9)。首先,考虑到计算机行业的数字化转型水平可能受到行业特性的显著影响,本文剔除计算机行业进行样本变更处理。其次,由于制造业企业在样本中占据主体地位,本文单独考察制造

表 7 纳入解释变量的三次项、替换被解释变量回归结果

变量	<i>F.ESG</i>	<i>F.ESGstgf</i>		<i>F.ESGmiddle</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dgt</i>	0.136 (0.70)	0.036* (2.00)	0.166* (2.31)	0.026* (2.23)	0.155** (2.71)
<i>Dgt</i> ²	-0.138 (-0.35)		-0.077* (-2.05)		-0.062* (-2.11)
<i>Dgt</i> ³	0.055 (0.27)				
CVs、Year、Ind	YES	YES	YES	YES	YES
N	17397	7092	7092	17397	17397
Adj. R ²	0.1339	0.1671	0.1543	0.1298	0.1287

表 8 替换解释变量回归结果

变量	<i>FESG</i>		<i>FESG</i>		<i>FESG</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dgtapp</i>	0.025* (2.02)	0.064** (2.65)				
<i>Dgtapp</i> ²		-0.016* (-2.11)				
<i>Dgteconomy</i>			0.061*** (5.59)	0.175*** (3.66)		
<i>Dgteconomy</i> ²				-0.057* (-2.40)		
<i>Dgratio</i>					0.985* (2.02)	15.683* (2.50)
<i>Dgratio</i> ²						-6.762* (-2.28)
CVs、Year、Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	17397	17397	17397	17397	17397	17397
Adj. R ²	0.0991	0.0773	0.1268	0.1276	0.1051	0.1342

表 9 变更研究样本与时间范围回归结果

变量	<i>FESG</i>		<i>FESG</i>		<i>FESG</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dgt</i>	0.039*** (3.66)	0.174** (3.28)	0.030* (2.10)	0.143* (2.40)	0.041** (2.78)	0.150* (2.45)
<i>Dgt</i> ²		-0.070* (-2.54)		-0.061* (-2.03)		-0.065* (-2.08)
CVs、Year、Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	15501	15501	10575	10575	13531	13531
Adj.R ²	0.1349	0.1353	0.0935	0.0880	0.0830	0.0858

业企业情况。最后，新冠疫情在一定程度上影响了企业发展，为减少异常年份对研究结果造成的不确定性影响，参考宋佳等(2024)的研究，对2020~2021年的数据进行剔除。变更后对式(1)、(2)进行回归，结果不变。

(三) 内生性处理

1. 反向因果问题

由于企业数字化转型与其ESG表现之间可能有潜在的双向因果关系问题，可能导致估计结果产生偏误。因此，本文采用两种策略来纠正可能的反向因果效应。

首先是延长时间观测窗口，将核心解释变量(*Dgt*)进行滞后1~2期处理，被解释变量(*ESG*)在式(1)基础上再超前1期，即进行超前2期处理。表10列(1)、(2)结果显示，数字化转型对企业ESG表现的影响均和基准回归保持一致。其次是采用工具变量法估计数字化转型对企业ESG表现的影响。本文选取同年同行业其他企业数字化转型程度的均值(*Dgt_mean*)作为目标企业数字化转型程度的工具变量(Larcker & Rusticus, 2010; 杜勇等, 2023)。采用2SLS模型回归，表11第一阶段回归结果显示，工具变量系数均显著，K-P rk LM统计量在1%的水平上显著，C-D Wald F统计量大于10%水平上的临界值，分别拒绝“识别不足”和“弱工具变量”假设。第二阶段回归结果显示，数字化程度一阶项系数为2.341，二阶项系数为-1.046，均在5%水平上显著，进一步支持了本文的结论。

2. 遗漏变量问题

除了考虑到因果关系相互影响可能引发的内生性问题，本文还关注了同样可能导致内生性偏差的遗漏变量问题，分别采用多期双重差分(DID)模型、倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)模型、安慰剂检验三种方式对内生性问题进行处理。

首先是DID检验。参考郑建明等(2018)的研究，本文引入有调节效应的双重差分模型。具体设定如下：

表 10 延长观测窗口回归结果

变量	<i>F.ESG</i>	<i>F.ESG</i>	<i>F2.ESG</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>L.Dgt</i>	0.150** (2.62)		
<i>L.Dgt</i> ²	-0.076** (-2.65)		
<i>L2.Dgt</i>		0.109* (2.57)	
<i>L2.Dgt</i> ²		-0.059** (-2.69)	
<i>Dgt</i>			0.182** (3.03)
<i>Dgt</i> ²			-0.085** (-2.77)
CVs、Year、Ind	YES	YES	YES
N	17397	17397	17397
Adj. R ²	0.1325	0.1373	0.0582

表 11 工具变量回归结果

变量	<i>Dgt</i>	<i>Dgt</i> ²	<i>F.ESG</i>
	(1)	(2)	(3)
	IV 第一阶段		IV 第二阶段
<i>Dgt_mean</i>	0.260*** (4.42)	0.423*** (3.55)	
<i>Dgt_mean</i> ²	0.026* (2.13)	0.085*** (3.46)	
<i>Dgt</i>			2.341** (2.69)
<i>Dgt</i> ²			-1.046** (-2.62)
CVs、Year、Ind	YES	YES	YES
N	17354	17354	17354
K-P rk LM			70.292***
K-P rk Wald F			35.050
C-D Wald F			53.014

$$ESG_{i,t+1} = \beta_0 + \theta(du_{i,t} \times dt_{i,t} \times Dgt_{i,t}) + \sum \beta_n CVs_{i,t} + \sum Year_t + \sum Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$ESG_{i,t+1} = \beta_0 + \theta(du_{i,t} \times dt_{i,t} \times Dgt_{i,t}) + \vartheta(du_{i,t} \times dt_{i,t} \times Dgt_{i,t}^2) + \sum \beta_n CVs_{i,t} + \sum Year_t + \sum Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

借鉴张本秀等(2024)的做法，在式(4)和(5)中， du 为个体虚拟变量， $du=1$ 表示企业在样本期内进行了数字化转型，作为实验组， $du=0$ 表示企业在样本期始终没有进行数字化转型，作为对照组。本文还设置了时间虚拟变量 dt ，若年份为企业首次进行数字化转型及之后则其 $dt=1$ ，否则 $dt=0$ 。本文选择了在样本期内至少连续5年进行了数字化转型的样本，且将开始数字化转型不足两年的样本令其 $du=0$ ，同时剔除了样本期内持续出现数字化转型相关关键词的企业，以更好检验数字化转型战略的实际影响。如表12列(1)、(2)所示， $du \times dt \times Dgt$ 的回归系数显著为正， $du \times dt \times Dgt^2$ 的回归系数显著为负。

其次是PSM-DID检验。由于企业进行数字化转型并不是随机的，为了进一步控制选择偏差，本文参考吴庆勇等(2024)的研究，以基准回归中的控制变量为协变量，采用PSM核匹配法，为样本期内数字化转型程度较高的实验组企业匹配控制组企业，确保样本的可比性。基于匹配样本重新验证，如表12列(3)、(4)所示，结果与前文基本一致。

表 12 DID 与 PSM-DID 检验结果

变量	F.ESG			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post \times Dgt$	0.044*** (3.64)	0.160** (2.46)	0.050*** (0.014)	0.161** (0.056)
$Treat \times Post \times Dgt^2$		-0.061* (-1.69)		-0.059* (0.029)
CVs、Year、Ind	YES	YES	YES	YES
N	14571	14571	17397	17397
Adjusted R ²	0.1262	0.1300	0.1285	0.1318

最后是安慰剂检验。前文验证了数字化转型程度高的企业可能具有更佳的ESG表现，但这也可能是由于选择偏差，即选中的数字化转型程度较高企业的ESG表现恰好较好的偶然结果。本文参考郑曼妮等(2024)的研究，随机赋值企业开展数字化转型的时间重新估计式(4)，重复上述过程1000次。图2进一步证明了数字化转型对企业ESG表现的推动作用。

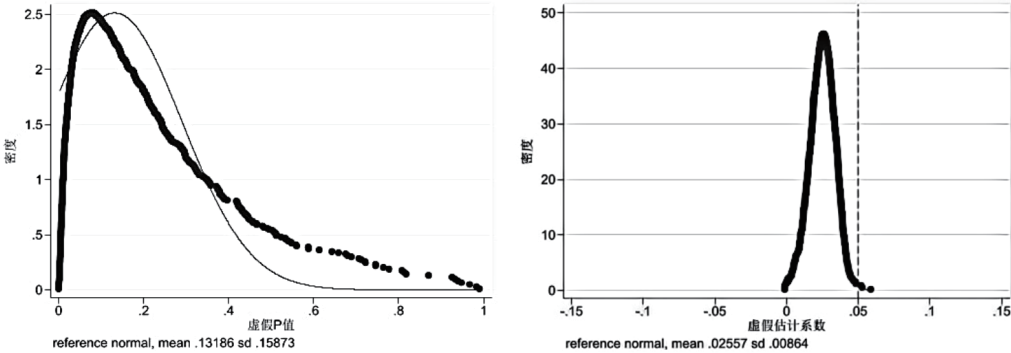


图 2 安慰剂检验结果

五、异质性分析

对于“倒U型”关系的异质性分析，已有理论和文献主要从对称轴的左右移动和

曲线的陡峭程度变动展开研究(庞瑞芝和刘东阁, 2022; 徐俊武和陈钊雄, 2024)。本文着重探讨调节变量对数字化转型与企业ESG表现之间“倒U型”关系对称轴位置变动的影响, 主要有两方面的考量: 一方面, 前者对企业在数字经济背景下的战略决策有更深远的启示意义。企业需要根据自身的差异性特征选择恰当的数字化转型水平, 根据调节变量的检验结果调整企业战略, 提升可持续发展能力。另一方面, 通过对“倒U型”关系对称轴位置变动的研究, 可以为企业缓解数字化转型的潜在消极作用提供思路。若对称轴向右移动, 表明企业可以通过提高该调节变量缓解数字化转型的潜在负面效应, 在更高的数字化转型水平上实现最佳ESG表现。因此, 本文重点分析数字化转型与ESG表现之间“倒U型”关系的对称轴位置如何变动, 以及这一变动如何受到经营特征及企业性质两大类共五个调节变量的影响。

(一) 经营特征

本文预期企业经营特征中的管理层女性占比、创新导向以及国际化程度能够调节数字化转型和ESG表现之间的关系, 使二者“倒U型”关系的对称轴向右移动。

一是管理层女性占比高有助于企业在数字化转型过程中平衡短期经济收益与长期ESG目标。女性领导的参与有助于企业在数智化背景下改善其社会责任表现(Xie et al., 2020), 且在面临环境不确定性时, 女性领导者能够帮助企业有效应对危机(徐高彦等, 2020), 实现可持续发展。二是创新是高质量发展的关键支点(李春涛等, 2020), 创新导向企业倾向采取长期发展战略(刘启雷等, 2022), 减缓短期财务压力的影响。三是国际竞争愈发激烈, 各国对企业环境和社会责任提出了更高的要求(谢红军等, 2023), 特别是国际化程度较高的企业必须展现ESG承诺以维护市场地位, 更具有通过数字化转型打造品牌价值和声誉以提高ESG表现的动机和能力。

因此, 本文参考尹美群等(2018)的研究, 将研发投入占营业收入的比重(*RDI*)作为企业创新导向的代理变量; 参考周泽将和赵书漫(2023)的研究, 将企业海外收入占比(*FSTS*)作为国际化程度的衡量指标; 参考杨栩和廖姗(2018)的研究, 对式(6)进行回归系数的检验:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^2 + \beta_3 Z_{i,t} + \beta_4 Z_{i,t} X_{i,t} + \beta_5 Z_{i,t}^2 X_{i,t} + \sum \beta_n CVs_{i,t} + \sum Year_t + \sum Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

表13列(1)~(3)结果表明, 数字化转型的一阶、二阶项系数均显著, 主效应仍然存在。管理层女性占比、创新导向及国际化程度与一阶、二阶数字化转型程度交互项的系数均显著, 起到了调节作用。

本文参考Haans et al.(2016)提出的“U型”关系调节效应检验方法, 根据式(6), 首先通过X的一阶偏导为0, 解得对称轴所在位置:

$$X_{i,t}^* = \frac{-\beta_1 - \beta_4 Z_{i,t}}{2\beta_2 + 2\beta_5 Z_{i,t}}$$

其次, 求解变量Z的导数, 确定对称轴的变化情况:

$$\frac{\partial X_{i,t}^*}{\partial Z_{i,t}} = \frac{\beta_1 \beta_5 - \beta_2 \beta_4}{2(\beta_2 + \beta_5 Z_{i,t})^2}$$

最后,分别对管理层女性占比、研发投入占比与海外收入占比取最小值、最大值和平均值,公式显著不为0,证明了调节作用的存在。进一步,通过计算 $\beta_1\beta_3-\beta_2\beta_4$ 的值大于零,可知三个调节变量均使主效应对称轴右移。表明管理层女性占比、创新导向与国际化程度较高的企业在数字化转型过程中,能够在更高的数字化水平上实现最佳ESG表现。

(二) 企业性质

本文预期企业性质中的产权性质和环境敏感性能够调节数字化转型和ESG表现之间的关系,使得二者“倒U型”关系的对称轴向右移动。

一是国有企业拥有丰富的物质、财政和人力资源,可能在面临转型挑战时表现出更强的调整能力。作为实施国家高质量发展的中坚力量,国有企业还有进一步提升ESG表现以实现可持续发展的内在动机和响应政府及监管机构政策的外在动力。二是非重污染企业通常具有较强的技术创新能力,能够更高效利用数字化技术进行绿色技术创新,而且相较于重污染企业,非重污染企业承担了更多的环境保护和社会责任,更注重市场需求和投资者期望。因此,非重污染企业有更强的能力和动机提高企业绿色生产效率和信息传递质量,回应社会对其ESG表现的预期。因此,本文参考易露霞等(2021)的研究,选取产权性质(*SOE*)为调节变量,将研究样本分为国有企业和非国有企业两类,分别取值0和1;选取环境敏感性(*ES*)作为调节变量;参考环保部2010年《上市公司环境信息披露指南》认定的重污染行业规范,将属于B07、B08、B09、C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32和D44等11个行业的企业划分为高行业环境敏感性企业,其余企业定为低行业环境敏感性企业,分别取值0和1。代入式(6)后,表13列(4)、(5)结果表明,数字化转型的一阶、二阶项

表 13 调节作用检验结果

变量	<i>FESG</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dgt</i>	0.531*** (4.62)	0.166** (3.10)	0.040* (2.31)	0.150** (2.70)	0.254** (2.71)
<i>Dgt</i> ²	-0.235*** (-3.72)	-0.059* (-2.14)	-0.009* (-2.10)	-0.068* (-2.36)	-0.117* (-2.47)
<i>FMR</i>	0.004 (1.77)				
<i>FMR</i> × <i>Dgt</i>	-0.018** (-2.96)				
<i>FMR</i> × <i>Dgt</i> ²	0.009** (2.75)				
<i>RDI</i>		0.129 (0.27)			
<i>RDI</i> × <i>Dgt</i>		-4.108* (-2.19)			
<i>RDI</i> × <i>Dgt</i> ²		1.856* (2.02)			
<i>FSTS</i>			-0.005 (-0.09)		
<i>FSTS</i> × <i>Dgt</i>			-0.070* (-1.97)		
<i>FSTS</i> × <i>Dgt</i> ²			0.044* (2.03)		
<i>SOE</i>				0.028 (0.45)	
<i>SOE</i> × <i>Dgt</i>				11.013*** (3.30)	
<i>SOE</i> × <i>Dgt</i> ²				-0.032** (-3.22)	
<i>ES</i>					0.001 (0.04)
<i>ES</i> × <i>Dgt</i>					-0.231* (-2.02)
<i>ES</i> × <i>Dgt</i> ²					0.122* (2.12)
CVs、 Year、Ind	YES	YES	YES	YES	YES
N	17109	16389	17397	17009	15836
Adj. R ²	0.1322	0.1322	0.0732	0.1397	0.1127

系数均显著，主效应仍然存在。产权性质和环境敏感度与一阶、二阶数字化转型程度交互项的系数均显著，起到了调节作用。

最后，分别对产权性质和环境敏感性取0和1，式(6)显著不为0，证明了调节作用的存在。 $\beta_1 \beta_5 - \beta_2 \beta_4$ 的值大于零，国有企业产权性质和非重污染企业环境敏感性使得主效应对称轴右移。表明国有企业和非重污染企业在数字化转型过程中，能够在更高的数字化水平上实现最佳ESG表现，证实了国有企业推动可持续发展的引领作用和非重污染企业提高ESG表现的潜在优势。

六、机制分析

(一) 绿色技术创新

数字化转型在初期通过促进绿色技术创新进而改善企业的ESG表现，随着数字化转型的深入，绿色技术创新的边际效益递减、边际成本递增，导致数字化转型对企业ESG表现的影响呈“倒U型”关系。本文参考江艇(2022)在因果推断研究中对中介效应的分析建议，研究数字化转型对ESG表现影响的渠道机制，在前文充分论证中介变量合理性的基础上，检验核心解释变量(数字化转型)对中介变量(绿色技术创新)的影响效应。因此，本文在式(2)基础上，设定式(7)进行中介效应检验，其中Mediator为中介变量：

$$Mediator_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dgt_{i,t} + \beta_2 Dgt_{i,t}^2 + \sum \beta_n CVs_{i,t} + \sum Year_t + \sum Ind_i + \varepsilon_{i,t} \tag{7}$$

参考靳毓等(2022)的研究，将企业当期被授予的绿色专利数量加1取自然对数作为绿色技术创新的代理变量(*Greenpatent*)，对式(7)进行回归系数的检验。表14列(1)显示，数字化转型一次项系数显著为正，二次项系数显著为负，企业数字化转型与绿色专利之间存在“倒U型”关系。

另外，已有文献验证了企业绿色技术创新对其ESG表现产生促进作用(徐光伟等，2024；郑元桢等，2023)。综上，绿色技术创新对企业数字化转型与ESG表现的“倒U型”关系起到了中介作用。

表 14 机制检验结果

变量	<i>Greenpatent</i>	<i>Disclosure-S</i>	<i>Disclosure-A</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Dgt</i>	0.068* (4.96)	0.225* (2.28)	0.154* (2.55)
<i>Dgt</i> ²	-0.013* (-2.50)	-0.110* (-2.16)	-0.068* (-2.20)
CVs、Year、Ind	YES	YES	YES
N	15894	13869	14787
Adjusted R ²	0.1641	0.2146	0.4104

(二) 信息披露质量

本文使用两种方式度量企业的信息披露质量。一是借鉴伊志宏等(2010)的研究，将《上市公司信息披露工作考核(评价)办法》中企业当年信息披露质量评分加1取自然对数，作为信息披露质量的代理变量(*Disclosure-S*)。二是借鉴申明浩和谭伟杰(2022)的研究，企业分析师追踪人数加1取对数作为信息披露质量的另一代理变量(*Disclosure-A*)，追踪某企业的分析师人数能够体现其信息披露质量，且分析师掌握和

传递的信息越多，外部利益相关者更容易获得企业高质量信息。参照上文的中介效应检验思路，表14列(2)、(3)显示，数字化转型一次项系数显著为正，二次项系数显著为负，企业数字化转型与信息披露质量之间存在“倒U型”关系。另外，已有文献验证了企业信息披露质量的提升对其ESG表现具有促进作用(史庆瑞和麦勇，2024)。综上，信息披露质量对企业数字化转型与ESG表现的“倒U型”关系起到了中介作用。

七、结论与启示

本文采用2013~2021年中国A股上市公司的面板数据，考察数字化转型对企业ESG表现的影响和作用机制，主要得到以下结论：第一，数字化转型对企业ESG表现呈显著的非线性“倒U型”关系，这一结论在一系列检验后依然稳健。第二，在开展数字化转型较为领先的上市公司中，仍有超过一半的企业尚未接近数字化转型程度的临界点，需要进一步开展数字化转型以提高企业ESG表现。第三，国有企业、非重污染企业以及管理层女性占比、创新导向和国际化程度较高的企业，能在更高的数字化转型水平上实现最佳ESG表现。第四，数字化转型通过企业绿色技术创新、信息披露质量两条渠道影响其ESG表现。

基于上述结论，本文提出以下建议：第一，以数字化转型为抓手，切实提高企业ESG表现。我国应顺应数字化转型趋势，给予企业政策支持，推动数字技术与生产运营全流程的可持续发展深度融合，实现数字化转型和ESG的共生共赢。第二，引导企业进行适度的、有差异的数字化转型，以最大化对其ESG表现的正面影响。一是以上市公司为代表的数字化转型步伐较快的企业，政府和企业应针对其特点和痛点采取分阶段的、适度的数字化转型战略，加强对其两者间关系的监测和评估，建立动态的反馈和调整机制；二是以中小企业为代表的数字化程度有限甚至尚未开展转型的企业，政府应提供财政激励、技术指导和市场准入支持，帮助企业克服数字化转型的初期障碍，助力其提升ESG表现。第三，积极缓解数字化转型的潜在消极影响。一方面，企业可以提高管理层女性占比、研发投入占营业收入的比重、海外收入占营业收入的比重，在更高的数字化转型水平上实现最佳ESG表现。对管理层女性占比较高的企业，通过提供女性领导力培训、建立女性职业发展平台等，促进企业在数字化转型中的性别平等和多样性，更好地改善影响其ESG表现的因素；对创新导向型企业，引导加大创新投入，协助降低绿色转型成本，鼓励创新成果在ESG实践中转化；对国际化程度较高的企业，积极提供国际市场准入支持、协助建立国际数字合作平台，鼓励企业参与国际合规标准的制定，帮助企业提升ESG表现和国际竞争力。另一方面，应充分发挥国有企业在实现“双碳”目标中的带头作用，通过提供绿色信贷、税收优惠以及搭建资源共享、协同创新的多方合作平台，助力非重污染企业在持续推进数字化转型的同时积极承担环境、社会和治理责任。第四，发挥绿色技术创新和信息披露质量的积极作用。一是倡导企业采用前沿数字科技实现产品、服务及组织技术的绿色创新；二

是在我国三大交易所发布ESG信息披露指引等政策,有计划地在对上市公司开展ESG信息强制性披露的基础上,进一步引导企业通过数字化技术赋能信息披露和ESG表现,提高市场和利益相关者对企业ESG表现认知的科学性,激发企业改善ESG表现的驱动力。

本文可能存在以下不足:第一,本文的样本仅限于国内上市公司,未来的研究可以考虑更广泛的样本。第二,企业数字化转型的衡量方式有待进一步改进。第三,仅揭示了绿色技术创新和信息披露质量在数字化过程中对企业ESG表现的“倒U型”影响作用机制,其他可能存在的影响机制仍需进一步探讨。

参考文献

- [1] 曹裕,李想,胡韩莉,等.数字化如何推动制造企业绿色转型?——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J].管理世界,2023(3):96-112+126+113.
- [2] 杜勇,娄靖,胡红燕.供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J].中国工业经济,2023(4):136-155.
- [3] 傅颖,徐琪,林嵩.在位企业流程数字化对创新绩效的影响——组织惰性的调节作用[J].研究与发展管理,2021(1):78-89.
- [4] 胡洁,韩一鸣,钟咏.企业数字化转型如何影响企业ESG表现——来自中国上市公司的证据[J].产业经济评论,2023(1):105-123.
- [5] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [6] 靳毓,文雯,何茵.数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司的经验证据[J].财贸研究,2022(7):69-83.
- [7] 李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81-98.
- [8] 李国龙,朱沛华.信息基础设施建设提高了企业ESG表现吗? [J].金融与经济,2022(9):52-61.
- [9] 李健,张金林,董小凡.数字经济如何影响企业创新能力:内在机制与经验证据[J].经济管理,2022(8):5-22.
- [10] 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(9):192-208.
- [11] 李云鹤,蓝齐芳,吴文锋.客户公司数字化转型的供应链扩散机制研究[J].中国工业经济,2022(12):146-165.
- [12] 刘启雷,张媛,雷雨嫣,等.数字化赋能企业创新的过程、逻辑及机制研究[J].科学学研究,2022(1):150-159.
- [13] 刘淑春,闫津臣,张思雪,等.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界,2021(5):170-190+13.
- [14] 卢任,赵相英,吕大国.企业数字化转型、管理者时间导向与核心技术能力:一个倒U型关系[J].科技进步与对策,2024(7):11-20.
- [15] 罗瑾琰,王象路,耿新.数字化转型对企业创新产出的非线性影响研究[J].科研管理,2023(8):1-10.
- [16] 牛建波,赵静.信息成本、环境不确定性与独立董事溢价[J].南开管理评论,2012(2):70-80.
- [17] 庞瑞芝,刘东阁.数字化与创新之悖论:数字化是否促进了企业创新——基于开放式创新理论的解释[J].南方经济,2022(9):97-117.
- [18] 齐绍洲,林屹,崔静波.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,2018(12):129-143.
- [19] 戚聿东,蔡呈伟.数字化对制造业企业绩效的多重影响及其机理研究[J].学习与探索,2020(7):108-119.
- [20] 邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J].管理世界,2019(1):36-60+226.

- [21] 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.
- [22] 史庆瑞,麦勇.数字化注意力对企业ESG表现的影响与作用机制——信息披露质量与资源配置效率的中介效应[J].科技进步与对策,网络首发[2024-12-14]:1-12.
- [23] 宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024(6):1-11.
- [24] 孙伟增,毛宁,兰峰,等.政策赋能、数字生态与企业数字化转型——基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J].中国工业经济,2023(9):117-135.
- [25] 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):19-35.
- [26] 王旭,张晓宁,牛月微.“数据驱动”与“能力诅咒”:绿色创新战略升级导向下企业数字化转型的战略悖论[J].研究与发展管理,2022(4):51-65.
- [27] 王应欢,郭永祯.企业数字化转型与ESG表现——基于中国上市企业的经验证据[J].财经研究,2023(9):94-108.
- [28] 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):130-144+10.
- [29] 吴庆勇,彭丽雅,岳磊磊.绿色债券发行对企业绿色创新影响的实证检验——来自非金融上市公司的经验证据[J].统计与决策,2024(19):156-161.
- [30] 肖红军,沈洪涛,周艳坤.客户企业数字化、供应商企业ESG表现与供应链可持续发展[J].经济研究,2024(3):54-73.
- [31] 肖旭,戚聿东.产业数字化转型的价值维度与理论逻辑[J].改革,2019(8):61-70.
- [32] 谢红军,陈骁,张正出.贸易自由化、私人收益与管理效率:理论及中国经验[J].世界经济,2023(1):216-244.
- [33] 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):83-99.
- [34] 徐高彦,李桂芳,陶颜,等.“扶大厦之将倾”:女性高管、危机企业反转与管理者认知[J].外国经济与管理,2020(5):42-59.
- [35] 徐光伟,唐秀婷,刘星.高铁开通改善了企业ESG表现吗?——绿色技术创新的中介效应[J].软科学,2024(6):113-119.
- [36] 徐俊武,陈钊雄.绿色技术创新对碳排放的影响效应——非线性中介效应与调节效应分析[J].科技进步与对策,2024(8):22-32.
- [37] 许恒,张一林,曹雨佳.数字经济、技术溢出与动态竞合政策[J].管理世界,2020(11):63-84.
- [38] 杨栩,廖姗.环境伦理与新创企业绿色成长的倒U型关系研究[J].管理学报,2018(7):1040-1047.
- [39] 易露霞,吴非,徐斯旻.企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J].证券市场导报,2021(8):15-25+69.
- [40] 尹美群,盛磊,李文博.高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J].南开管理评论,2018(1):109-117.
- [41] 伊志宏,姜付秀,秦义虎.产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J].管理世界,2010(1):133-141+161+188.
- [42] 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.
- [43] 张本秀,吴福象,刘星洋.数字化转型对创新链升级的影响研究——基于创新行业产品议价能力视角[J].经济问题探索,2024(3):1-16.
- [44] 张吉昌,龙静.数字化转型、动态能力与企业创新绩效——来自高新技术上市企业的经验证据[J].经济与管理,2022(3):74-83.
- [45] 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):109-116.
- [46] 郑建明,李金甜,刘琳.新三板做市交易提高流动性了吗?——基于“流动性悖论”的视角[J].金融研究,2018(4):190-206.
- [47] 郑曼妮,黎文靖,谭有超.技术转移与企业高质量创新[J].世界经济,2024(3):66-93.
- [48] 郑元桢,王卓涵,蔡懿,等.“双碳”新格局下企业绿色技术创新对其ESG绩效的影响及其路径研究[J].

- 技术经济,2023(3): 64–77.
- [49] 周泽将,赵书漫.ESG表现与企业国际化[J].财务研究,2023(2):47–58.
- [50] 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):14–27.
- [51] 左晶晶,唐跃军.高管薪酬激励过度了吗——基于边际递减效应与中国民营上市公司的研究[J].商业经济与管理,2010(1):61–68.
- [52] Gillan, S. L., A. Koch, and L. T. Starks, “Firms and Social Responsibility: A Review of ESG and CSR Research in Corporate Finance” , *Journal of Corporate Finance*,2021,66(3).
- [53] Haans, R. F. J., C. Pieters, Z. L. He, et al., “Thinking about U: Theorizing and Testing U- and Inverted U-shaped Relationships in Strategy Research” , *Strategic Management Journal*,2016,37(7):1177–1195
- [54] Larcker, D. F., and T. O. Rusticus, “On the Use of Instrumental Variables in Accounting Research” , *Journal of Accounting and Economics*,2010,49(3):186–205.
- [55] Spiller, S. A., “Opportunity Cost Consideration” , *Journal of Consumer Research*,2011,38(4):595–610.
- [56] Xie, L.Q., J. Y. Zhou, and Q. Q. Zong, et al., “Gender Diversity in R&D Teams and Innovation Efficiency: Role of the Innovation Context” , *Research Policy*, 2020, 49(1).

【作者简介】匡增杰：上海海关学院工商管理与关务学院教授，硕士生导师，管理学博士。研究方向：数字经济与数字贸易。

周馨迪（通信作者）：上海海关学院工商管理与关务学院硕士研究生。研究方向：数字贸易。

A Study on the Impact of Digital Transformation on Corporate ESG Performance

KUANG Zeng-jie & ZHOU Xin-di

(Faculty of Business Administration and Customs, Shanghai Customs University, Shanghai 201204, China)

Abstract: ESG is the key fulcrum for China to realize the “carbon peaking” and “carbon neutrality” goals and sustainable development, and it is also an important indicator of the high-quality development of enterprises. Under the wave of the digital economy, it is urgent to study how enterprises can effectively utilize the resources, capabilities, and competitive advantages of digital transformation to improve ESG performance. This paper uses panel data of Chinese A-share listed companies from 2013-2021 to examine the impact of digital transformation on corporate ESG performance. It is found that the degree of digital transformation has a significant “inverted U-shape” relationship with corporate ESG performance, which remains robust after a series of tests such as extended time observation period, instrumental variable method, PSM-DID, etc.; Heterogeneity analysis shows that state-owned enterprises, non-heavily polluted enterprises, and enterprises with a higher proportion of women in management, internationalization, and R&D investment can achieve the best ESG performance at a higher level of digital transformation; The mechanism analysis shows that digital transformation affects firms’ ESG performance mainly through two channels: firms’ green technology innovation, and disclosure quality. This paper enriches the research on the influencing factors and enhancement mechanisms of ESG performance, and proposes that companies should carry out differentiated and moderate digital transformation to achieve optimal ESG performance.

Keywords: digital transformation; ESG performance; green innovation; sustainable development; CSR

（责任编辑：吴素梅）