引用格式:周方召, 秦毅玲, 李紫烨. 数字化转型战略的策略性披露与企业长期价值[J]. 技术经济, 2026, 45(2): 62-75.

Zhou Fangzhao, Qin Yiling, Li Ziye. Strategic disclosure of digital transformation strategy and corporate long-term value[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(2): 62-75.

数字化转型战略的策略性披露与企业长期价值

周方召[1], 秦毅玲[1], 李紫烨[2]

(1. 江南大学商学院, 无锡 214122; 2. 佳木斯大学经济与管理学院, 佳木斯 154000)

摘 要: 企业长期价值的提升有助于提高投资者回报、促进投融资协调、增强金融支持实体经济的发展,在数字化转型背景下探讨企业策略性披露和企业长期价值之间的关系具有非常重要的现实意义。以2015—2023年中国沪深A股上市公司为研究样本的研究发现:首先,策略性披露对企业长期价值具有显著的负向作用。在采用工具变量法、PSM、替换变量等多种内生性和稳健性检验后,上述结果仍然成立。其次,机制分析表明,数字化转型的策略性披露会显著降低投资者情绪、分析师盈余预测质量和产品市场的竞争优势,进而多方面地降低企业长期价值。此外,异质性特征影响研究发现,企业在外部环境不确定性更高与处于成长期和成熟期时,策略性披露对企业长期价值的负面影响更为显著。进一步分析发现,策略性披露对企业的投资效率同样会产生显著的负作用;在"多言"与"寡行"两个维度中,"多言"对长期价值的负面作用更大。研究结论对提升公司效率、完善公司治理和促进企业高质量发展具有启示作用。

关键词: 数字化转型; 策略性披露; 企业长期价值; 投资者情绪; 分析师盈余预测质量; 产品市场竞争优势

中图分类号: F424; F270 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2026)02-0062-14

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J25090212

一、引言

党的二十届三中全会审议通过了《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》,明确提出要完善新一代信息技术、人工智能等战略性产业的发展政策与治理体系,支持企业运用数字技术、绿色技术改造提升传统产业。这一部署凸显了数字化转型作为中国式现代化建设核心引擎的战略意义——通过技术创新与制度创新双轮驱动,加速传统产业智能化、绿色化升级,为构建新发展格局提供支撑。数字化转型是企业降本增效、培育竞争优势、推进数字经济基础设施建设的核心环节[1]。在数字经济蓬勃发展的背景下,云计算、大数据、人工智能等技术的快速迭代显著推动了企业数字化转型进程;但不同行业、不同地区的企业在数字技术应用水平与产出成效上存在明显差异。数字化转型"千企千面"的特征,叠加缺乏权威评价体系的现实情况,导致信息不对称问题较为突出[2],进而催生企业的策略性行为,即数字化转型中战略规划过度宣传但实际执行不足的"多言寡行"现象。此类策略性披露往往伴随着过度渲染和虚假宣传,可能导致利益相关方难以准确掌握企业真实情况,进一步加剧信息不对称,增加信息识别成本。

随着数字化浪潮的深入推进,现有研究已从多维度探讨了企业数字化转型的经济后果。其中,多数聚焦于企业数字化转型对新质生产力与创新的影响[3-4]、与企业绩效的关系[5]及对产品供应链的作用[6]。少量文献从资本市场效率视角出发,借助文本分析工具度量企业数字化转型强度,检验其对股票流动性和股价同步性[7-8]及股价崩盘风险[9-10]的影响。然而,关于数字化转型是否存在"言行不一"问题,以及此类隐藏的策略性披露行为对企业长期价值的具体影响,现有研究尚未形成一致结论。因此,在新一轮工业革命与新质生产力发展的双重背景下,企业数字化转型能否实现"言行一致"、策略性披露对企业长期价值究竟产

收稿日期: 2025-09-02

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金"公司债券发行审核反馈意见的经济影响、作用机制和政策评估研究"(24YJC790162)

作者简介: 周方召(1978—),博士,江南大学商学院教授,硕士研究生导师,研究方向:公司金融、资产定价、机构投资者和绿色金融;(通信作者)秦毅玲(2000—),江南大学商学院硕士研究生,研究方向:公司金融;李紫烨(2000—),佳木斯大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:数字经济和可持续发展。

生何种影响，有待进一步深入研究。

本文选取2015—2023年中国A股上市公司为研究样本，采用机器学习和文本分析的方法，构建能够反映企业数字化转型是否“言行一致”的度量指标，由此识别策略性披露行为，系统考察其对企业长期价值的经济影响，并进一步探讨信息不对称的作用机制、差异化影响效应及改善数字化转型信息披露质量的治理方案。

相较于既有文献，本文的边际贡献主要体现在五个方面：①现有文献多关注数字化信息披露对企业短期财务表现或技术研发投入的影响，较少聚焦数字化转型特定场景下“信息披露内容与实际转型行动背离”的问题。本文将策略性披露纳入分析框架，从信息不对称视角阐释其对企业长期价值的影响，拓展了数字经济领域的研究维度。②突破现有研究多从单一视角聚焦产品市场或资本市场反应的局限，结合行为金融学等多学科理论，从资本市场与产品市场双场景全面分析策略性披露影响企业长期价值的传导路径，清晰呈现出其在不同市场环境中的作用逻辑。③从横向和纵向双维度探讨了数字化转型的策略性披露在不同环境下对企业长期价值的差异化影响，使研究结论更具全面性和参考价值。④进一步分析了策略性披露（即“多言寡行”）中包含的两个单维度变量“多言”与“寡行”分别对企业长期价值产生的影响差异，为企业针对性优化信息披露行为、强化转型实际行动以提升长期价值提供了更加精准的指导。⑤为优化数字化转型信息披露政策、激励企业有效推进数字化转型提供了新的思路，同时为提升市场质量、健全投融资协调的资本市场功能提供了对策参考。

二、文献综述、理论分析与研究假设

（一）数字化转型中策略性披露行为产生的原因

数字化时代的到来与新兴技术的迅猛发展，既为传统企业带来前所未有的机遇，也使其面临严峻挑战。数字经济已显著冲击了信息不对称假设下的传统公司治理研究框架[11]。企业数字化转型不仅是顺应技术变革的必然需求，更是提升创新能力、增强核心竞争力、实现可持续发展的关键举措[12]。从微观层面看，数字化技术应用不足会导致优化生产流程自动化受阻、资源配置效率低下，进而引发企业生产效率下滑、市场信任度降低、创新活力受限及人才流失等问题[13]；从宏观层面看，企业数字化能力的滞后将会对传统产业摆脱旧模式与新兴产业崛起造成阻碍，导致经济结构调整迟缓，抑制微观主体与行业的创新活力，最终影响经济的长期增长[14]。

当前数字化背景下，数据获取与共享的便利性持续提升、门槛和成本不断降低，这显著增强了企业的信息搜索与分析能力；而信息披露质量的改善能够有效降低股价预期的不确定性，进而平抑股价波动[15]。马慧和陈胜蓝[16]研究证实，数字技术进步强化了信息的即时性、共享性与可验证性，这一变化抑制了企业隐藏负面信息的动机和能力，有助于稳定未来股价、提升企业长期价值。由此，企业数字化已然成为资本市场的焦点议题，其发展水平逐渐成为投资者筛选标的、评估投资价值的重要依据[17]。

在此背景下，大多数企业为了顺应数字化转型的潮流，推动产业结构升级与自身长远发展，纷纷启动了数字化转型。但实际转型进展与宣传往往存在偏差，策略性披露问题在数字化的实践与研究过程中难以回避[2]。首先，数字化转型前期需要大量投入（包括软硬件设施更新、技术研发与高新技术人才培养等），显著增加了中小企业的经济成本和实施风险[7]。为了规避此类潜在风险，部分企业可能采取夸大技术成果、片面宣传数据、缩减实际投入与资源错配等策略[18-19]，也就是通过操纵数字化信息的披露来迎合投资者，尤其是在CEO面临晋升压力时。Zhang等[20]的研究表明，“菜鸟”CEO因为面临着相较于成熟CEO更大的业绩考核压力（董事会和投资者会通过业绩来评价新人CEO的管理能力），进而在数字化转型中更倾向于多披露、少投入。当传统运营模式难以使业绩达到预期时，“菜鸟”CEO通过策略性披露来缓解职业顾虑的动机便会更强。此外，由于对非财务信息披露的自主权较大且市场监管力度较弱，导致部分企业为获取资源而选择采取操纵信息披露的策略[21]，即为了迎合投资者的需求而去夸大数字化转型中的实际投入和成果。具体地，企业会通过增强年报中文本的复杂性[22]，或提高年报中语调的积极性[23]等进行“自我包装”。更有甚者，“数字化转型”可能成为内幕交易者的概念炒作工具——管理层利用“热点”操纵信息，引导外部投资者抬高公司股价，内幕交易者在减持前通过披露更多的数字化信息来激发投资者的乐观情绪，最终间接推升企业长期价值。

简言之，策略性披露本质上是企业迎合利益相关者偏好的行为，现实中此类夸大与虚假宣传屡见不鲜。

刘柏和郭书妍[24]的研究显示,随着数字化转型的深入发展,2010—2020年企业数字化转型“行胜于言”组占比从21.28%降至9.34%,而“言过于行”组占比从1.64%升至31.44%。随着策略性披露现象日益凸显,其对企业资本市场表现产生的经济后果值得深入探究。

(二)数字化转型中策略性披露行为对企业长期价值产生的影响

随着数字化转型的蓬勃推进,对其可能产生的影响及更深入的发展等问题亟待探究。具体而言,策略性披露行为对企业长期价值究竟会产生怎样的影响?本节将对此进行相应的理论分析:

策略性地夸大披露存在着多重降低企业长期价值的风险。首先,这种策略性行为提高了企业因信息披露违规而被处罚的概率。根据李鑫等[2]的研究,某上市公司在重大数字化资产重组文件中夸大数字化技术盈利能力,导致重组置入资产评估值虚增,最终被证监会处罚370万元。其次,李哲等[25]的研究表明,策略性披露战略的数字化转型会使分析师对其形成过高的预期。一旦资本市场识破过度乐观背后的披露假象,极有可能引发泡沫破裂、股价崩盘,损害市场的信心和企业长期价值。黄哲等[26]的研究亦指出,“多言寡行”的数字化转型披露策略反映了企业及其管理层的市值操纵动机,该行为会推动投资者情绪高涨,继而抬高股价偏离基本面价值,不仅会导致信息质量扭曲,对分析师的预测产生误导,降低资本市场效率[27],且一旦被市场识破,就有可能引发股价崩盘,损害企业的长期价值和稳定发展。此外,该行为使企业将更多资源和精力用于修饰年报和宣传行为,挤占了对创新研发的投入,由此会阻碍企业技术进步和产业升级,使其落后于那些真正追求创新发展的实干型竞争企业,最终损害其自身品牌形象和市场地位,造成社会资源的浪费[28]。再次,这种夸大数字化转型成果的策略性披露不仅容易引发投资者信任危机,使企业后续披露信息的可信度大幅下降,还可能引发市场对同行业其他企业的数字化转型披露的普遍质疑,以及对相关板块的集体避险行为。其所导致的资本资源配置失效,使本应流向真正具备转型能力、产生长期价值的企业的资本,被错配到其他低效率企业中去,加剧资本市场的系统性风险。尤其是在市场波动时,企业的资金流动性风险与融资成本也会增加[18],最终影响企业的投融资策略及市场价值。最后,曹伟等[29]的研究也发现,银行的信贷决策效率较低时,难以识别出企业夸大其词的信号效应和机会主义行为,误将更多的信贷资源配置给了机会主义企业,而上市公司通过夸大其词的信息披露所获取的银行借款会显著降低企业绩效和长期价值,表明该行为并不利于企业的长期发展。综上所述,数字化转型的策略性披露行为不仅会使企业在市场竞争中处于不利地位,还会阻碍市场整体经济的发展。

基于此,本文提出以下假设:

企业数字化转型中的策略性披露行为会显著降低企业长期价值(H1)。

三、研究设计

(一)样本选择和数据来源

使用2015—2023年中国A股上市公司年度数据,研究企业在数字化转型中的策略性披露行为究竟会对企业长期价值产生怎样的影响,并使用机器学习和爬虫方法识别出企业年报文本信息与真实数字化投资水平,构建了企业数字化转型“言”与“行”双维度指标。其中,上市公司的相关企业年报信息及财务数据来自国泰安数据库。本文对初始样本数据进行了如下筛选:①剔除空缺值及变量取值异常的观测值;②剔除ST(special treatment)、*ST、PT(partcular transfer)、上市不满一年、已退市样本或被暂停上市企业,以及金融行业样本;③消除异端值影响,对连续变量进行1%和99%水平上的缩尾处理。数据处理后最终剩余25203个有效的样本观测值。

(二)变量选择与定义

1.被解释变量:企业长期价值

借鉴已有研究,本文采用目前主流研究中较为常用的公司价值评估指标——托宾Q值(Tobin$Q$)作为公司长期价值的代理变量。Tobin$Q$为企业市值与资产总计之比,是衡量企业资产市值被高估或被低估的关键指标。当Tobin$Q$>1时,意味着企业此时增加对资本的投资有助于公司的发展;当Tobin$Q$<1时,则意味着企业若进一步对资本进行投资会增加公司发展风险。Tobin$Q$取值越大,表明公司长期的市场价值越高。

2. 解释变量：企业数字化转型的策略性披露行为

随着文本分析法的兴起，许多研究将企业发布的年报中关于数字化转型文本的披露次数直接作为度量数字化转型程度的指标[7,30]，本文采用如下测量方法：

（1）“言”维度的度量。借鉴吴非等[7]的研究，通过构建企业数字化转型关键词词典，并基于年报中数字化相关关键词的出现频次加 1 取自然对数（ln*ws_MD&A*）来刻画企业在数字化文本披露方面的表现。以该指标的全样本行业中位数作为分界点，若企业的 ln*ws_MD&A* 高于中位数，则“多言”变量（*Dy*）取值为 1，否则取 0。

（2）“行”维度的度量。本文借鉴姚加权等[31]的研究，采用与智能化转型相关的无形资产投资项目占总资产的比重，作为衡量企业智能化实际投入程度的代理变量。通过手工收集财务报表附注中明确与智能技术研发及应用相关的无形资产项目原值，汇总后计算其与当期总资产的比率，并进一步借助熵权法构建企业智能化实质性行动的复合指标。以该复合指标的行业中位数为阈值，若企业指标值低于中位数，则“寡行”变量（*Gx*）取为 1，否则取 0。企业数字化转型“言”与“行”衡量见表 1。

（3）策略性披露行为（*Dygx*）的定义。图 1 为数字化转型的“言”“行”双维度结构图。“言”“行”的坐标轴分别代表数字化转型信息披露与真实行动的行业标准，共有 4 种信息披露模式。本文将企业的策略性披露行为，即“多言寡行”（*Dygx* = 1）定义为“多言”（*Dy* = 1）和“寡行”（*Gx* = 1）同时发生时，否则为 0。

表 1　企业数字化转型“言”与“行”

“言”：智能化转型信息披露	“行”：智能化转型真实行动
采用文本分析方法，借助 Python 软件中的 jieba 库对企业年报“管理层讨论与分析”（MD&A）部分进行分词与关键词提取，构建涵盖“人工智能”“云计算”“区块链”“工业互联网”“数字孪生”“大数据分析”等在内的数字化转型关键词词典。统计这些关键词在每份年报中出现的频次，为避免零值偏误，对词频加 1 后取自然对数，得到变量 ln*ws_MD&A*，用以量化企业在文本层面对数字化转型的披露强度	从企业年度财务报告附注的“无形资产”明细项目中，手工筛选并提取出与数字化转型直接相关的软件、系统及技术投资（如企业资源规划系统、智能分析平台、数据中台、物联网专利等），汇总其账面原值。计算该总额占企业当年总资产的比重，并进一步采用熵权法，结合研发投入中数字化相关支出、数字化固定资产占比等多个维度，构建综合性的数字化转型实施强度指数，以客观衡量企业实际资源投入程度

3. 控制变量

参考已有研究，选取以下变量作为控制变量：公司规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）、独立董事比例（*Indep*）、两权分离度（*Seperation*）、管理层持股比例（*Mshare*）、营业收入增长率（*Growth*）、公司成立年限（*Firmage*）、股票流动性（*Amivest*）、现金流比率（*Cashflow*）。同时，在回归中控制了 *Industry*、*Year* 变量，分别表示模型的公司行业和年份固定效应，变量定义见表 2。

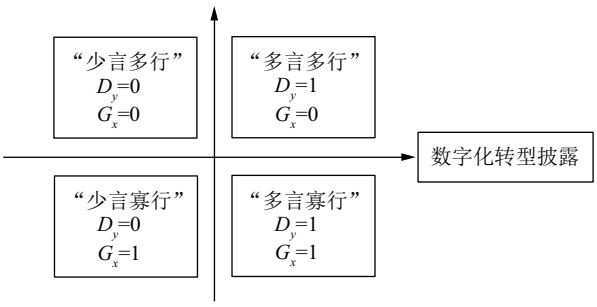


图 1　数字化转型“言”与“行”双维度结构

表 2　变量定义

变量名	符号	含义
托宾 Q 值	Tobin*Q*	（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
是否策略性披露	*Dygx*	存在策略性披露行为企业为 1，否则为 0
公司规模	*Size*	公司 *i* 在 *t* 年末的规模，以 ln（公司总市值）表示
资产负债率	*Lev*	年末总负债 / 年末总资产
独立董事比例	*Indep*	独立董事 / 董事人数
两权分离度	*Seperation*	控制权 / 现金流权
管理层持股比例	*Mshare*	董监高持股数量 / 总股本数量
营业收入增长率	*Growth*	本年营业收入/上一年营业收入 - 1
公司成立年限	*Firmage*	ln（当年年份-公司成立年份+ 1）
流动性比率	*Amivest*	交易额/绝对收益率，比值越高表明流动性越好，即市场可以在价格波动较小时吸收较大的交易量
现金流比率	*Cashflow*	经营活动产生的现金流量净额/总资产

(三)模型设计

根据本文的主要研究内容和已有文献,为研究数字化转型过程中的策略性披露对企业长期价值产生的影响,设定式(1)进行检验。

$$\text{Tobin}Q_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 Dygx_{i,t-1} + \sum \beta_n Control_{i,t-1} + Industry + Year + \zeta_{i,t} \quad (1)$$

其中:被解释变量 $\text{Tobin}Q_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的长期价值;核心解释变量 $Dygx_{i,t-1}$ 为企业 i 在 $t-1$ 年的数字化转型策略性披露行为,包括数字化转型的"言"(Dy)和"行"(Gx)两个维度;$Controls_{i,t-1}$ 为全部控制变量的合集;*Industry* 为行业固定效应;*Year* 为年份固定效应;$\zeta_{i,t}$ 为随机扰动项;α、β 为待估系数。

为提升模型的可信度和完整性,进行了以下处理:①考虑到企业数字化转型策略性披露影响企业长期价值有一定时滞,为缓解同期变量之间的内生性问题,对解释变量及控制变量进行滞后一期处理,考察前一期策略性披露对当期企业长期价值的影响,以缓解实践中变量间的影响滞后问题;②考虑到随机扰动项产生的异方差和序列相关等问题,在回归过程中选择对标准误进行公司层面的聚类处理;③同时控制了行业和年份,确保固定效应的吸收。

(四)统计描述

表 3 对主要变量进行描述性统计。结果显示,企业长期价值的均值为 2.044,中位数为 1.620,即在大多数样本企业中,市场对公司的未来前景持乐观态度(Tobin$Q$>1)。数字化转型策略性披露行为(*Dygx*)的均值为 0.250,表明每年大约有 25%的企业可能会选择策略性披露战略,这个结论符合"多言寡行"指标构建时的预期结果;标准差为 0.433,说明样本企业中策略性披露现象较为普遍,但不同上市公司中策略性披露程度存在较大差异,与已有研究基本一致[5]。此外,其他控制变量的描述性统计结果也与已有的文献公布结果相近,均在合理值域内无异常情况。另外,通过相关性检验发现各变量间的相关系数均未超过 0.5,通过方差膨胀因子(VIF)法检验后的各变量间的 *VIF* 也均小于 2,远低于临界值 10。因此,可以排除多重共线性问题。

表 3　描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准误	最小值	最大值	范围
Tobin$Q$	25203	2.044	1.620	1.320	0.828	8.732	7.905
Dygx	25203	0.250	0	0.433	0	1.000	1.000
Size	25203	15.790	15.630	0.968	14.050	18.790	4.736
Lev	25203	0.406	0.396	0.199	0.055	0.894	0.839
Indep	25203	37.760	36.360	5.302	33.330	57.140	23.810
Seperation	25203	4.596	0.038	7.104	0	27.880	27.880
Mshare	25203	15.330	2.722	19.980	0	68.870	68.870
Growth	25203	0.155	0.100	0.363	−0.587	2.114	2.701
Firmage	25203	2.996	3.045	0.293	2.197	3.584	1.386
Amivest	25203	1.432	0.871	1.711	0.055	10.780	10.730
Cashflow	25203	0.051	0.050	0.066	−0.138	0.248	0.386

四、实证结果与分析

(一)基准回归分析

针对假设 H1,本文检验了数字化转型中策略性披露对企业长期价值的影响。表 4 的(1)列为仅纳入解释变量、行业和年度固定效应的回归结果,可见解释变量 *Dygx* 的回归系数为−0.1049,且在 1%水平上显著为负,表明策略性披露与企业长期价值之间存在显著的负向关系,表现为数字化转型的策略性披露现象越严重,对企业长期价值的负面作用越明显。(2)列为仅加入解释变量和其他控制变量的回归结果,*Dygx* 的回归系数为−0.079,且在 1%水平上显著为负。(3)列为进一步控制了行业和年份固定效应之后的结果,*Dygx* 的回归系数为−0.1132,且仍在 1%水平上显著为负。上述结果初步验证了数字化转型的策略性披露行为会对公司长期价值产生显著的负向影响,与研究假设 H1 的预期相一致。

（二）内生性问题和稳健性检验

1. 工具变量法

为缓解遗漏变量和样本偏误带来的内生性问题，本文将工具变量法应用于稳健性检验中以提升结论的有效性与可信度。在工具变量的选取方面，借鉴范合君等[32]、黄哲等[26]的方法，选取企业数字化转型披露指标（*Digital*）与按行业-省份-年度分类的该指标均值差额的三次方再乘以 100 作为工具变量（*IV*），其两阶段最小二乘法估计结果见表 5。（1）列为第一阶段回归，*IV* 的系数在 1%的水平上显著为正，且不可识别检验（Kleibergen-Paap rk LM 统计量）和弱工具变量检验（Cragg-Donald Wald *F* 统计量和 Kleibergen-Paap Wald rk *F* 统计量）均通过，说明选取的工具变量是有效的。（2）列为第二阶段回归，*Dygx* 的系数在 1%的水平上显著为负，表明在缓解了反向因果问题后假设 H1 依然成立。

2. 倾向得分匹配法（PSM）

一家公司是否存在数字化转型策略性披露行为不是随机发生的，而是由自身特点决定的，所以是否会“多言寡行”的公司在基本特征上可能存在较大差异，从而该行为对企业长期价值的影响也有所不同。为了消除该内生效应，首先，基于企业的基本特征，采用倾向得分匹配法对实验组（$Dygx=1$）和控制组（$Dygx=0$）样本进行最邻近匹配。其次，匹配采用 Logit 模型估计倾向得分，使用控制变量按照 1∶1 的比例进行近邻匹配，再估计总体的平均处理效应（ATE），PSM 的有效性检验见表 6。可以看出部分变量在匹配前的 *P* 显著，说明处理组和对照组之间存在显著差异。在匹配后，协变量的 *T* 检验结果均不显著，说明协变量匹配后处理组和对照组之间不存在差异，即 PSM 结果是有效的。

最后，在此基础上进行回归检验，根据表 7 的（1）列结果所示，基准回归结果仍然在 10%水平上负向显著，验证了其结果的稳健性。

3. 替换解释变量

本节将改变“寡行”的计算方法。首先，借鉴张远和李焕杰[33]的思路，使用智能化转型相关的无形资产项目占总资产比重来作为衡量企业数字化转型“行”维度的依据。其次，参考祁怀锦等[34]的思路，从上市公司财务报告附注中手工整理与数字化相关的无形资产项目及其投资额度并进行汇总，将这一汇总金额与企业的年度资产总额进行对比，计算其占比。这一比重反映了企业在智能化软件投资上的力度。最后，采用熵权法对各项数字化转型指标进行赋权，作为企业数字化

表 4　基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）
	Tobin*Q*	Tobin*Q*	Tobin*Q*
$Dygx_{t-1}$	−0.1049***	−0.0790***	−0.1132***
	（−3.4025）	（−2.8171）	（−4.0481）
$Size_{t-1}$		0.3261***	0.2824***
		（12.6720）	（11.1142）
Lev_{t-1}		−1.5767***	−1.2021***
		（−17.1629）	（−12.3562）
$Indep_{t-1}$		0.0094***	0.0064**
		（3.4879）	（2.4728）
$Seperation_{t-1}$		−0.0043**	−0.0038*
		（−2.0425）	（−1.9038）
$Mshare_{t-1}$		−0.0016*	−0.0034***
		（−1.8851）	（−3.9565）
$Growth_{t-1}$		−0.0483*	0.0377
		（−1.9276）	（1.4859）
$Firmage_{t-1}$		−0.1560***	−0.0365
		（−2.8231）	（−0.6397）
$Amivest_{t-1}$		−0.1552***	−0.1457***
		（−15.0268）	（−14.9584）
$Cashflow_{t-1}$		1.4997***	1.5660***
		（6.0930）	（6.9782）
_cons	2.0091***	−2.2059***	−1.9085***
	（108.6697）	（−4.9362）	（−4.4899）
Year FE	Yes	No	Yes
Industry FE	Yes	No	Yes
N	19906	19907	19906
adj. R^2	0.161	0.139	0.240

注：括号中报告的是经公司层面聚类调整之后的标准误计算得到的 *T* 统计量；*** 表示 1%的水平显著，** 表示 5%的水平显著，* 表示 10%的水平显著。受限于篇幅，省略了常数项、公司行业和年度固定效应的回归结果。（2）列与（1）列、（3）列回归样本数量不同是因为固定样本的吸收效应，此外，样本中多重共线性导致的样本自动删减或高维固定效应的计算限制都会导致纳入回归中样本数量存在较小的差异。

表 5　工具变量法

变量	（1）	（2）
	Dygx	Tobin*Q*
IV_{t-1}	0.0007***	
	（9.9370）	
$\widehat{Dygx1}_{t-1}$		−0.6705***
		（−4.1176）
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
N	19907	19907
adj. R^2		0.053
Cragg-Donald Wald *F* 统计量	525.449	
Kleibergen-Paap Wald rk *F* 统计量	55.361	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	124.667	
	{0.0000}	

注：小括号中报告的是经公司层面聚类调整之后的标准误计算得到的 *T* 统计量；*** 表示 1%的水平显著；** 表示 5%的水平显著，* 表示 10%的水平显著；大括号内为 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 *P* 值，使用了企业层面聚类标准误。

表 6　PSM 平衡性检验结果

变量	匹配前(U)	均值		标准偏差	减少偏差	*T* 检验	
	匹配后(M)	处理组	对照组	(%)	(%)	*T*	*P*
Size	U	15.860	15.760	9.600	99.200	6.750	0
	M	15.860	15.860	-0.100		-0.040	0.967
Lev	U	0.407	0.405	0.800	13.900	0.590	0.557
	M	0.407	0.406	0.700		0.410	0.684
Indep	U	37.880	37.720	3.100	63.600	2.160	0.031
	M	37.880	37.820	1.100		0.630	0.526
Seperation	U	4.559	4.608	-0.700	-190.000	-0.480	0.634
	M	4.559	4.702	-2.000		-1.120	0.263
Mshare	U	16.740	14.860	9.400	97.500	6.470	0
	M	16.740	16.690	0.200		0.130	0.898
Growth	U	0.163	0.152	3.200	76.900	2.170	0.030
	M	0.163	0.166	-0.700		-0.400	0.688
Firmage	U	2.979	3.002	-7.700	99.200	-5.390	0
	M	2.979	2.979	-0.100		-0.040	0.972
Amivest	U	1.480	1.417	3.600	40.900	2.560	0.011
	M	1.480	1.442	2.100		1.190	0.235
Cashflow	U	0.046	0.053	-10.500	99.500	-7.200	0
	M	0.046	0.046	0.100		0.030	0.977

表 7　PSM 与替换变量算法的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Tobin*Q*	Tobin*Q*	TobinQ_1	TobinQ_2	TobinQ_3
$Dygx_after_{t-1}$	-0.0912* (-1.7513)				
$Dygx_{t-1}$			-0.1211*** (-3.4439)	-0.1289*** (-4.1419)	-0.1414*** (-3.6606)
$Dygx_{1,t-1}$		-0.1056*** (-3.8823)			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3994	19906	19906	19906	19906
adj. R^2	0.255	0.240	0.295	0.246	0.302

注：括号中报告的是经公司层面聚类调整之后的标准误计算得到的 *T* 统计量；*** 表示 1%的水平显著，** 表示 5%的水平显著，* 表示 10%的水平显著。

转型“寡行”指数(Gx_1)的依据。当企业智能化软件投资额小于平均数时，“寡行”指数取 1，否则取 0。将由此得出的策略性披露指标($Dygx_1$)再次进行回归。从表 7 的(2)列可以看出，重新得到的策略性披露数据仍然对企业长期价值产生显著负向影响，验证了前文结果的稳健性。

4. 替换被解释变量

前文所用的 Tobin*Q* 是通过市值 A①/资产总计公式计算得出的，本节将通过更换国泰安数据库中 Tobin*Q* 的计算方法来检验基准结果的稳健性。计算公式分别是：TobinQ_1 = 市值 B②/资产总计、TobinQ_2 = 市值 A/(资产总计-无形资产净额-商誉净额)、TobinQ_3 = 市值 B/(资产总计-无形资产净额-商誉净额)。从表 7 中(3)列~(5)列来看，结果与前文相同，证明了结果的可靠性。

① 市值 A 为：人民币普通 A 股 * 今收盘价 A 股当期值+境内上市的外资股 B 股 * 今收盘价 B 股当期值 * 当日汇率+(总股数-人民币普通股-境内上市的外资股 B 股) * (所有者权益合计期末值/实收资本本期期末值)+负债合计本期期末值。

② 市值 B 为：(总股本-境内上市的外资股 B 股) * 今收盘价 A 股当期值+境内上市的外资股 B 股 * 今收盘价 B 股当期值 * 当日汇率+负债合计本期期末值。

5. 个体固定

本文在主回归分析中已对可能影响企业数字化转型下策略性披露行为的各类相关因素进行了充分控制，并同步纳入行业与年份固定效应以排除宏观环境及行业特性的干扰。鉴于不同企业在数字化披露水平上的时间异质性，且为减小遗漏变量可能对回归结果产生的偏差，引用个体固定和年份固定效应进行主回归检验。从表 8 的（1）列可以看出，使用个体固定效应的回归仍在 10%水平上保持负向显著，表明前文的核心结论具备稳健性。

6. 策略性披露的非线性检验

在数字化转型的浪潮中，企业普遍将数字化视为提升核心竞争力和创新效能的重要战略路径，并通过信息披露战略向市场传递积极的信号，以增强投资者信心来提升市场价值。然而，随着趋势的泛化，部分企业可能出于羊群效应或短期主义动机，倾向于采取“重宣传轻实施”的策略性披露行为，试图通过象征性数字化以获取资本市场溢价。由此猜测，策略性披露会对公司股价产生即时的激励，导致短期价值得到提升，但对长期价值产生负面影响。由此，进一步分析策略性披露对企业长期价值的影响是否会呈现非线性特征，即该行为在短期内提升价值，长期却损害价值。

首先，按照企业数字化投资规模程度进行赋值；其次，将企业年报词频和数字化投资规模进行交互；最后，得出策略性披露的连续型代理变量（$Dygx_c$），该数值越大证明策略性披露程度越高。随后在模型中依次加入该变量的一次项（$Dygx_c$）和平方项（$Dygx_c^2$）来考察其中可能存在的非线性关系。从表 8 的（2）列可以看出，$Dygx_c^2$ 系数不显著，表明策略性披露与企业长期价值的倒 U 型关系不成立，并未呈现非线性特征。进一步论证了当企业过度宣传但实际产出能力未能达到时，不管从短期还是长期来看都不利于企业的发展，该行为实际上只会损害企业的价值。

7. 子样本回归

2015 年，股市出现急剧下跌，市场投资者情绪受到重创、恐慌情绪蔓延，从而大量抛售股票形成了恶性循环，大多数股票难以止跌，股市不可避免遭受影响；2020 年全球主要股指一个月内普遍下跌 30%左右，全球经济陷入动荡，中国股市也受到重大影响。这种无法预期的因素或事件所产生的冲击会干扰市场的判断，最终影响本文结果分析。鉴于 2015 年和 2020 年的特殊影响，研究删除这两年的观测值并重新进行回归。由表 8 的（3）列可知，策略性披露的系数在 1%水平下显著为负，进一步证实了基准回归结果的稳定可靠。

8. 变量同期影响

主回归使用了变量的滞后一期来控制潜在的内生性问题，然而这种滞后处理可能会忽略一些当期可能

表 8　其他稳健性检验的回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	个体固定	非线性回归	子样本回归	同期回归	替换样本
	Tobin$Q$	Tobin$Q$	Tobin$Q$	Tobin$Q$	Tobin$Q$
$Dygx_{t-1}$	−0.0345* （−1.6920）		−0.1016*** （−3.7595）		−0.1184*** （−3.7467）
$Dygx_c$		−5.9324 （−1.1317）			
$Dygx_c^2_{t-1}$		175.4698 （0.9757）			
$Dygx$				−0.1344*** （−5.2173）	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	No	No	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	No	No	No
N	19326	19326	17125	25203	15978
adj. R^2	0.696	0.696	0.237	0.268	0.231

注：括号中报告的是经公司层面聚类调整之后的标准误计算得到的 T 统计量；*** 表示 1%的水平显著，** 表示 5%的水平显著，* 表示 10%的水平显著。

产生的影响。因此,在稳健性检验中尝试使用同期变量进行回归,见表8的(4)列。策略性披露的回归系数在1%水平上显著为负,与主回归结果仍然一致。

9. 替换样本

根据国家数据局发布的城市全域数字化转型典型案例,北京、上海、重庆等地在数字化转型方面处于全国领先地位。这些城市的企业在数字化转型过程中具有更高的技术水平和创新能力,其转型成果和经验不具有普遍性,会影响研究结果的外推性。鉴于此类特殊政治和经济环境因素会对相关样本的数字化转型程度存在一定影响,从而影响"多言寡行"数据的公平性。因此,选择剔除北京、上海、重庆、天津四个直辖市的数据样本重新回归。表8的(5)列结果显示,在剔除部分样本后策略性披露的回归系数在1%水平上显著为负,证明了主要结论的稳健性。

五、影响机制分析

前文已经得到数字化转型的策略性披露行为是导致企业长期价值降低的经验证据,为了对二者之间的关系进行更深入的探究,本节将继续研究二者之间可能的作用机制。

(一)投资者情绪

企业在数字化转型初期,往往会通过多元渠道积极主动地宣传其转型计划和预期收益,该行为会推升投资者的乐观情绪,进而强化其对企业发展前景的积极预期。然而,若企业实际成果持续未能达到预期,投资者情绪会从乐观转向失望并逐步恶化,最终侵蚀其对企业的信任基础。这一过程不仅会影响潜在投资者的决策行为,还会抑制市场整体的投资意愿。此外,该情形还会导致企业在竞争中落后于真正积极推进数字化转型的对手,导致市场份额下降和盈利能力下滑;而竞争力的削弱不仅会损害企业的短期业绩,更会对其长期品牌价值造成持续性的负面影响。

行为公司金融理论指出,资本市场中的投资者很难保持完全理性状态,股价波动所引发的情绪波动会极大地左右企业的投资决策[35]。从股价构成来看,资本市场中的股价是公司基本价值和投资者主观认知偏差的综合体现。因此投资者情绪会首先通过影响股价进而影响公司收益,最终对企业长期价值产生一系列连锁反应。任毅和任碧云[36]的研究也支持这一传导逻辑,即当投资者情绪高涨时会对企业价值产生高估,以此缓解企业的融资约束,使企业生产经营环境更有利;反之当投资者情绪低迷时,结果则相反。

基于此,本文通过借鉴靳光辉[37]、唐玮和崔也光[38]的做法,选用投资者情绪指数(*Setiment*)作为衡量市场参与者整体乐观或悲观程度的指标,其数值越高通常反映出市场情绪越乐观,投资者对资产未来表现普遍持积极预期,可能推动资产价格短期上涨;而投资者情绪指数越低时,表明市场参与者整体情绪比较悲观,风险厌恶程度上升,资产价格短期或面临下行压力。表9的(1)列展示了该作用机制的回归结果,显示策略性披露的系数在1%水平上显著为负,这验证了策略性披露会显著降低投资者情绪,导致市场预期悲观,进而降低企业长期价值。

(二)分析师盈余预测质量

数字化转型的策略性披露会加剧信息不对称,导致投资者与分析师难以及时获取有效信息,进而影响其对企业未来盈利能力的准确评估与预测。企业采取策略性披露的主要目的是向外界信息使用者释放利好信号,这一行为对信息获取能力较弱的分析师影响尤为显著,易使其高估企业未来的股价形势,最终导致跟踪"言过其实"企业的分析师群体出现显著的预测误差[25]。并且,夸大披露可能会引发市场对企业未来业绩的过高预期,但当实际转型进度缓慢或效果不理想时,预期与现实的差距会进一步加剧,从而使分析师的预测偏差更为严重。同时,分析师本身存在的盈余预测与乐观偏差,不仅会误导利益相关方做出非理性的错误判断和决策,损害投资者的利益[39],还可能导致企业负面信息无法及时向外部投资者传递。当负面信息积累至临界值集中爆发时,极易引发股价剧烈波动乃至崩盘,危及企业长期价值[40]。由此可见,低质量的盈余预测既无法真实反映企业未来的财务状况、为投资者决策提供有效的支撑,进而削弱投资者信心与长期持股意愿;同时也会误导市场预期,引发对企业业绩的过度反应与预期分歧,加剧股价震荡,最终降低企业融资能力,损害其长期价值与可持续发展。

（三）产品市场竞争优势

基于上述逻辑，本文选择分析师盈余预测质量来作为中介变量进行检验。参考马永强和陈伟忠[39]、褚剑等[41]的研究，选取分析师盈余预测偏差（*Ferror*）与乐观偏差（*Fopt*）作为准确反映分析师盈余预测质量的代理变量，二者值越高，则分析师盈余预测质量越差，预测结果精准度越低。从表9的（2）列和（3）列可以看出，策略性披露对分析师盈余预测偏差和分析师乐观偏差回归的系数均在1%的水平上正向显著，证实了策略性披露现象会显著降低分析师的盈余预测质量，该不准确性最终在一定程度上会降低企业长期价值。企业长期价值的根基不仅来源于资本市场的资金支持，更依赖于产品市场的消费者需求与营收支撑，而“多言寡行”引发的消费者信任破裂，极可能通过“拒绝购买”“口碑负面扩散”等行为直接削弱产品市场表现，进而传导至企业长期价值。因此，从产品市场角度出发，分析策略性披露是否会通过影响市场对该公司产品的态度，进而影响企业长期价值这一重要机制。

表9　机制分析

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	Sentiment	*Ferror*	*Fopt*	*PMCA*
$Dygx_{t-1}$	−0.0324***	0.0018***	0.0019***	−0.0156**
	（−3.5792）	（3.1558）	（3.1088）	（−2.5645）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18926	12568	12568	19724
adj. R^2	0.416	0.118	0.067	0.036

注：括号中报告的是经公司层面聚类调整之后的标准误计算得到的*T*统计量；*** 表示1%的水平显著，** 表示5%的水平显著，* 表示10%的水平显著。

首先，对消费者而言，策略性披露易导致其预期过高而对现实产生落差，瓦解用户信任基础。实际因转型投入不足而未达承诺标准可能会让消费者在购买企业产品后遭遇各种各样的问题，进而转向竞争对手产品，导致企业核心产品市场份额流失。而市场份额作为产品市场竞争优势的核心指标，其下滑会直接削弱企业的定价权与规模效应。其次，对于竞争对手而言，策略性披露会误导企业自身资源配置，丧失数字化转型的“实质竞争力”。企业若将资源过度投向如营销宣传等的“包装数字化成果的披露活动”中，而非实际的数字化技术研发，会导致其在产品技术迭代和不断降低产品成本等方面落后于专注实质转型的对手，进而失去技术壁垒与成本优势这两大产品市场竞争支柱。最后，对供应链上下端的合作者而言，策略性披露会破坏协同信任，削弱供应链稳定性优势。若企业对供应商做出承诺以争取更优惠的合作条款，最终却因转型滞后无法兑现，供应商可能会调整合作策略，导致企业供应链协同效率下降、采购成本上升，而稳定高效的供应链恰是产品市场竞争优势的关键支撑。因此，当产品市场竞争优势的核心维度均因策略性披露受损时，企业长期营收增长会陷入停滞，利润空间持续收窄，最终导致长期价值下降。

综上，选取产品市场竞争优势（*PMCA*）作为机制变量，该变量是经年度行业中值调整后的主营业务收入增长率，该值越大表明企业的产品竞争优势越大。表9的（4）列可以看出，策略性披露的系数在5%的水平上负向显著，说明策略性披露会显著降低企业在产品市场中的竞争优势，损害企业的营收能力和市场表现，最终降低企业的长期价值。

六、异质性特征的影响分析

（一）环境不确定性的差异

环境不确定性是指企业在其外部经营环境中存在的、难以预测的且无法控制的动态变化因素，其核心表征为市场压力，这些不确定因素通常来自经济波动、技术革新、政策调整、市场需求变动等多个维度，对企业的战略决策、资源配置及日常经营活动产生重要的影响。环境不确定性会给企业运营带来多重挑战：一方面不利于企业及时优化组织架构、响应市场动态，还会增加企业获取并高效配置资源的难度，对投资决策产生消极作用；另一方面，环境不确定性会提升管理层对投资项目的评估难度、削弱其投资的积极性，进而导致企业投资规模缩减，引发投资不足等问题[42]。简言之，环境波动性的加剧会强化企业未来经营的不确定性，迫使企业持续调整经营策略。基于此，本文将在环境不确定性程度不同的场景下，检验策略性披露对企业可能产生的差异化影响。

从表10的（1）列和（2）列可以看出，在通过了组间系数差异检验后，企业环境不确定性程度高组中策略性披露对企业长期价值的影响显著为负。这是因为当企业环境不确定性增加时，会加深策略性披露对投资

者信心的负面影响,市场对企业未来业绩的预期也更加不稳定,不仅会影响到企业的短期股价,还会对企业的长期融资能力和市场竞争力造成负面影响。由此,数字化转型的策略性披露对企业长期价值的负向作用在外部环境不确定性更高时更显著。

(二)生命周期的差异

企业在不同的生命周期阶段会呈现出差异化的财务特征、组织形态及生产模式,这可能导致数字化转型的策略性披露对企业长期价值的影响存在异质性。从表10的(3)列~(5)列中可以看出,在通过了组间系数差异检验后,策略性披露对企业长期价值的负面影响在处于成长期时较为显著,随着企业发展到成熟期时影响更为显著,而当企业发展到衰退期时则不再显著。

这是因为成长中的企业常常受制于资源有限,因而有较强的动机通过过度承诺数字化成果以期望获取更多的支持,若实际转型效果不佳将会引发市场预期反转,策略性披露的负面效应初步显现。随着企业发展逐渐成熟,机构投资者与分析师高度关注显著提升,策略性披露中的不实信息更易被识破,且成熟期企业的转型投入规模更大、声誉关联度更高,信任崩塌引发的连锁损失远超成长期,产生的负面冲击显著加剧。当企业逐渐走向衰退,市场预期也已降至"生存优先"的谷底,投资者更多关注的是其短期偿债与资产处置的能力,即便此时企业继续卖力地披露数字化成果,也会被视为次要信息,且历史信任的消耗使正向信号也难以生效,所以策略性披露的正向影响也不会显著。

表10　异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	环境不确定性大组	环境不确定性小组	成长期	成熟期	衰退期
	Tobin*Q*	Tobin*Q*	Tobin*Q*	Tobin*Q*	Tobin*Q*
$Dygx_{t-1}$	-0.1577*** (-4.8054)	-0.0483 (-1.2393)	-0.1024** (-2.5491)	-0.1150*** (-3.5124)	0.0739 (1.1822)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11484	8421	8021	10650	1212
adj. R^2	0.204	0.317	0.266	0.235	0.333
组间系数差异检验		0.0032		0.0093	

注:括号中报告的是经公司层面聚类调整之后的标准误计算得到的*T*统计量;*** 表示1%的水平显著,** 表示5%的水平显著,* 表示10%的水平显著。

七、进一步分析

(一)策略性披露行为对投资效率的影响

被解释变量使用Tobin*Q*作为企业长期价值的代理变量,为了探究数字化转型中"多言寡行"现象对企业长期发展的多方面影响,将进一步分析策略性披露对投资效率的影响,通过引入资本收益率(*Roic*)作为投资效率的代理变量进行回归。*Roic*是指生产经营活动中全部投入资本所赚取的收益率,而不论这些投入资本是被称为负债还是权益,其最大的优点是只考虑公司的营运能力和盈利能力,剔除掉了公司的资本结构,即不受企业资本结构,也就是不受杠杆的影响。

从表11的(1)列可以看出,策略性披露对投资效率的影响系数在5%上显著为负,表明数字化转型的策略性披露同样会显著降低企业的投资效率,这些结论与主回归的逻辑基本一致,更全面地论证了策略性披

表11　进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)
	Roic	Tobin*Q*	Tobin*Q*
$Dygx_{t-1}$	-0.0037** (-2.3640)		
Dy_{t-1}		-0.0839*** (-3.0795)	
Gx_{t-1}			-0.0407 (-1.3343)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
N	19902	19906	19906
adj. R^2	0.269	0.240	0.239

注:括号中报告的是经公司层面聚类调整之后的标准误计算得到的*T*统计量;*** 表示1%的水平显著,** 表示5%的水平显著,* 表示10%的水平显著。

露会对企业长远发展产生不利影响。

（二）“多言”和“寡行”分别对企业长期价值产生的影响

本文的主回归已考察了“多言寡行”对企业长期价值的影响，将继续深入探究“多言”和“寡行”这两个单一维度变量分别会对企业长期价值造成怎样的影响。因此，本文将“多言”（*Dy*）和“寡行”（*Gx*）对企业长期价值（Tobin*Q*）分别进行回归，见表 11 的（2）列和（3）列。“多言”的影响在 1%的水平上显著为负，而“寡行”的影响却不显著，说明“多言”是损害企业长期价值的关键因素，其负面影响显著大于“寡行”。深层原因在于，企业在数字化转型过程中若进行过度宣传的情形，会推高投资者对企业未来业绩的预期。当未能被兑现时，相较于没有进行过度宣传，投资者产生的心理落差与失望情绪更强烈，这种负面感受会严重削弱投资者的信心，最终对企业长期价值产生更显著的负面影响。

八、结论与政策启示

本文从企业层面微观角度验证了在数字化快速发展背景下策略性披露现象对企业长期价值的负面影响。具体地，实证研究得到如下结论：

第一，中国资本市场中数字化转型的策略性披露现象会显著降低企业长期价值。

第二，作用渠道分析表明，策略性披露行为主要会通过降低投资者情绪、降低分析师的盈余预测质量及降低企业在产品市场中的竞争优势，从而降低企业长期价值。此外，通过异质性特征影响的分析可知，策略性披露行为在企业外部环境不确定性高及企业处于成长期和成熟期时，对长期价值的负面影响更显著。

第三，进一步分析发现，数字化转型中的策略性披露对企业投资效率也会产生显著的负面影响，且在“多言寡行”这个双维度变量中，“多言”的作用更为显著。

综合上述研究结论，进一步拓展了数字化策略性披露的研究内容，相关政策启示如下：

第一，强化企业内部治理，抑制其策略性披露动机。企业可通过建立策略性披露的流程化管理体系从而减少“言过其行”现象。一方面，立足数字化转型实质推进需求，企业可将实质性披露水平拆解为可量化指标，将其纳入上市公司信息披露考核评级中，并将评级结果与再融资、股权激励等直接挂钩，以此来正向地引导和激励管理层对数字化的实质投入和发展，维护资本市场和产品市场的双重稳定，减少“重宣传、轻落地”的策略性披露现象；另一方面，建立完善的问责机制，针对故意夸大数字化转型成效、隐瞒项目实质性进展等违规行为，企业应追究相关负责人的连带责任，从而强化管理层诚信披露意识，建立完善的数字化转型“言行一致”内部监督机制体系。

第二，优化监管体系建设，以金融科技赋能精准监管。相关监管部门应加强对企业数字化转型信息披露的监管，确保企业提供信息的真实、准确、完整。相关行业协会或监管部门通过对企业的策略性披露行为进行精准识别和量化评级，根据其违规程度进行差异化处罚，严重者将处罚结果在证监会官网、交易所官网等专业平台进行公示，并纳入资本市场诚信档案等，通过刚性的约束手段可以遏制其违规披露动机。此外，监管部门可以依托金融科技升级监管效能，借鉴银行数字化转型的技术应用经验，构建策略性披露大数据智能监测系统，整合企业披露文件、市场交易数据等多维度信息，通过自然语言处理、机器学习等技术实现对模糊表述、言行偏离等风险的动态预警，定期汇总全市场披露风险情况，对高风险行业及时发布监管提示，构建全面动态的监管体系。

第三，强化投资者保护，筑牢市场约束基础。一是，引导投资者和分析师增强自身专业素养与投资判断力，平缓市场情绪和判断误差带来的影响。二是，为投资者提供真实、详尽的查询平台和咨询窗口，为针对企业提供的质量报告而产生的问题提供专业化解答，保障投资者的“差异化知情权”。三是，对不同的企业进行差异化的内部管控要求，在投资选择时，投资者根据自身需要聘请第三方机构对其披露的内容进行专项鉴证，行业协会等需明确鉴证范围、披露标准等，从而对企业数字化转型水平进行甄别。四是，完善畅通对欺骗性披露行为的诉讼通道，明确策略性披露行为的法律界定与责任划分，确保投资者因企业违规披露遭受损失时，能够通过合法途径高效维权，强化市场约束对策略性披露行为的制衡作用。

参考文献

[1] ZHOU Z, LI Z. Corporate digital transformation and trade credit financing[J]. Journal of Business Research, 2023, 160: 113793.

[2] 李鑫, 余典范, 王超. 数字化披露: "多言寡行"还是"言出必行"? ——基于上市公司年报文本的研究[J]. 财经研究, 2024, 50(11): 19-33.

[3] 张秀娥, 王卫, 于泳波. 数智化转型对企业新质生产力的影响研究[J]. 科学学研究, 2025, 43(5): 943-954.

[4] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.

[5] 岳宇君, 顾萌. 制造业企业智能化转型影响企业业绩实证研究[J]. 中央财经大学学报, 2023(2): 114-128.

[6] 谢家平, 郑颖珊, 董旗. 供应链数智化建设赋能制造企业新质生产力——基于供应链创新与应用试点城市建设的准自然实验[J]. 上海财经大学学报, 2024, 26(5): 15-29.

[7] 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, 10.

[8] 雷光勇, 买瑞东, 左静静. 数字化转型与资本市场效率——基于股价同步性视角[J], 证券市场导报, 2022(8): 48-59.

[9] WU K, FU Y, KONG D. Does the digital transformation of entermation of enterprises affect stock price crash risk?[J]. Finance Research Letters, 2022, 48: 102888.

[10] JIANG K Q, DU X Y, CHEN Z F. Firms' digitalization and stock price crash risk[J]. International Review of Financial Analysis, 2022, 82: 102196.

[11] 陈德球, 胡晴. 数字经济时代下的公司治理研究: 范式创新与实践前沿[J]. 管理世界, 2022, 38(6): 213-239.

[12] 阳镇. 数字经济如何驱动企业高质量发展? ——核心机制、模式选择与推进路径[J]. 上海财经大学学报, 2023, 25(3): 92-107.

[13] ERTUGRUL M, LEI J, QIU J, et al. Annual report readability, tone ambiguity, and the cost of borrowing[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52(2): 811-836.

[14] SHAW J, GLOVER W. The political economy of digital health equity: Structural analysis[J]. Journal of Medical Internet Research, 2024, 26: 2281-2921.

[15] ZHU S, GAO J, CHEN K. Digital transformation and risk of share price crash: Evidence from a new digital transformation index[J]. Finance Research Letters, 2023, 58: 104403.

[16] 马慧, 陈胜蓝. 企业数字化转型、坏消息隐藏与股价崩盘风险[J]. 会计研究, 2022(10): 31-44.

[17] 彭俞超, 王南萱, 顾雷雷. 企业数字化转型、预判性信息披露与股价暴跌风险[J]. 财贸经济, 2023(5): 73-90.

[18] LYON P T, MAXWELL W J. Greenwash: Corporate environmental disclosure under threat of audit[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2011, 20(1): 3-41.

[19] 周方召, 张露, 陈嘉琪, 等. 名不副实还是名实相符? ——企业 ESG 评价和精准扶贫[J]. 上海对外经贸大学学报, 2025, 32(1): 18-33.

[20] ZHANG W, LU C, LIANG S. More words but less investment: Rookie CEOs and firms' digital transformations[J]. China Journal of Accounting Research, 2023, 16(3): 70-93.

[21] 李哲. "多言寡行"的环境披露模式是否会被信息使用者摒弃[J]. 世界经济, 2018, 41(12): 167-188.

[22] 王克敏, 王华杰, 李栋栋, 等. 年报文本信息复杂性与管理者自利——来自中国上市公司的证据[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 120-132, 194.

[23] 曾庆生, 周波, 张程, 等. 年报语调与内部人交易: "表里如一"还是"口是心非"?[J]. 管理世界, 2018, 34(9): 143-160.

[24] 刘柏, 郭书妍. 数字化驱动企业"脱虚向实": 基于资产结构的证据[J]. 经济管理, 2023, 45(5): 61-77.

[25] 李哲, 李心武, 焦焰, 等. "多言寡行"的数字化转型披露与分析师预测行为[J]. 会计研究, 2024(9): 61-75.

[26] 黄哲, 杜斐烨, 金洪飞, 等. "多言寡行"的数字化转型披露能否被投资者识别? ——基于股票错误定价的证据[J]. 外国经济与管理, 2025, 47(8): 19-35.

[27] ZHOU B, MA L, YANG S. Catering behaviors in corporate digitization disclosures: Identification and analyst forecast accuracy loss[J]. Research in International Business and Finance, 2024, 68: 102201.

[28] 沈伟, 赵尔雅. 数字经济背景下的人工智能国际法规制[J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(5): 123-137.

[29] 曹伟, 赵璨, 杨德明. 夸大其词的"互联网+"信息披露能够影响银行信贷决策吗[J]. 财贸经济, 2022, 43(2): 83-97.

[30] 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.

[31] 姚加权, 张锟澎, 郭李鹏, 等. 人工智能如何提升企业生产效率? ——基于劳动力技能结构调整的视角[J]. 管理世界, 2024, 40(2): 101-116, 133, 117-122.

[32] 范合君, 吴婷, 何思锦. 企业数字化的产业链联动效应研究[J]. 中国工业经济, 2023(3): 115-132.

[33] 张远, 李焕杰. 企业数智化转型对内部劳动力结构转换的影响研究[J]. 中国人力资源开发, 2022, 39(1): 98-118.

[34] 祁怀锦, 曹修琴, 刘艳霞. 数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J]. 改革, 2020(4): 50-64.

[35] 唐玮, 翟胜宝. 投资者情绪、创新投入与企业价值[J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2017, 35(2): 60-68.

[36] 任毅，任碧云. 市场情绪对投资效率与企业价值的作用效果——基于投资者非理性的假设[J]. 西南民族大学学报(人文社科版)，2017，38(12)：148-156.
[37] 靳光辉. 投资者情绪、高管权益激励与公司投资——基于迎合渠道的实证检验[J]. 中央财经大学学报，2015(6)：65-74.
[38] 唐玮，崔也光. 政府控制、创新投入与公司价值——基于投资者信心的中介效应分析[J]. 财贸研究，2017，28(6)：101-110.
[39] 马永强，陈伟忠. 中小股东积极主义能改善分析师盈余预测质量吗?[J]. 南开管理评论，2025，28(7)：173-184.
[40] 许年行，江轩宇，伊志宏，等. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. 经济研究，2012，47(7)：127-140.
[41] 褚剑，秦璇，方军雄. 中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差[J]. 管理世界，2019，35(1)：151-166，228.
[42] 田丽丽. 企业数字化转型、环境不确定性与投资效率[J]. 财会通讯，2024(24)：43-48.

Strategic Disclosure of Digital Transformation Strategy and Corporate Long-term Value

Zhou Fangzhao[1], Qin Yiling[1], Li Ziye[2]
(1. School of Business, Jiangnan University, Wuxi 214122, China; 2. School of Economics and Management, Jiamusi University, Jiamusi 154000, China)

Abstract: The improvement of enterprises' long-term value helps increase investor returns, promote the coordination of investment and financing, and strengthen financial support for the development of the real economy. Against the background of digital transformation, the exploration of the relationship between enterprises' strategic disclosure and their long-term value is of great practical significance. Sampleing from Chinese A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen between 2015 and 2023 were utilized. The findings are as follows. Firstly, strategic disclosure has a significant negative impact on enterprises' long-term value. This result remains valid after multiple endogeneity and robustness tests, such as the instrumental variable method, PSM, and variable replacement. Secondly, mechanism analysis shows that strategic disclosure related to digital transformation significantly reduces investor sentiment, the quality of analysts' earnings forecasts, and the competitive advantage in the product market, thereby reducing enterprises' long-term value in multiple aspects. In addition, heterogeneous characteristics reveals that the negative impact of strategic disclosure on enterprises' long-term value is more significant when enterprises face higher external environmental uncertainty and are in the growth or mature stage. Further analysis indicates that strategic disclosure also exerts a significant negative effect on enterprises' investment efficiency. Among the two dimensions of "more words" and "fewer actions", "more words" has a greater negative impact on long-term value. The conclusions provide enlightenment for improving corporate efficiency, optimizing corporate governance, and promoting high-quality development.

Keywords: digital transformation; strategic disclosure; corporate long-term value; investor sentiment; the quality of analysts' earnings forecasts; product market competitive advantage