

# 数字化转型的治理效应

——基于企业信息披露违规的视角

马德芳<sup>1</sup>, 李良伟<sup>1</sup>, 王梦凯<sup>2</sup>

(1. 首都师范大学 管理学院, 北京 100089; 2. 中国人民大学 商学院, 北京 100872)

**摘要:** 信息是投资者进行投资决策的重要依据, 提高信息披露质量是资本市场高质量发展的应有之策。在数字经济时代, 数字化转型能否发挥治理效应, 进而规制信息披露违规、助力资本市场深化改革、服务经济高质量发展成为学界关注的焦点问题。本文以2012—2021年我国沪深A股上市公司为研究对象, 利用双向固定效应模型实证检验了数字化转型对企业信息披露违规的治理效应及其作用机制。结果表明: (1) 数字化转型能够显著抑制企业信息披露违规, 通过倾向得分匹配法、工具变量法、替代核心变量、滞后数据、控制高阶固定效应等检验, 实证结果依旧稳健。(2) 机制检验发现, 数字化转型能够通过提高会计信息透明度和内部控制质量发挥积极的治理效应, 进而抑制企业信息披露违规。(3) 异质性分析发现, 数字化转型在制造业企业、非国有企业、独立董事规模较大的企业中, 对信息披露违规的治理效应更为显著。本研究不仅丰富了数字化转型和信息披露违规的相关文献, 还为进一步推动数字治理、维护资本市场秩序、构建数字经济体系提供了经验参考。

**关键词:** 数字化转型; 治理效应; 信息披露违规; 会计信息透明度; 内部控制质量

**中图分类号:** F270.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2023)11-0086-15

## 一、问题的提出

随着新一轮科技革命和产业变革的深入发展, 我国数字化转型进程不断加快, 经济发展模式也从传统经济引导的投资驱动型向数字经济引导的创新驱动型过渡, 数字经济正在成为推动经济高质量发展的重要引擎。在数字经济引导的技术变革下, 以人工智能、深度学习、混合现实等为代表的新一代信息技术活力被激发, 多维数字技术交叉融合, 现代产业体系加速重构, 产生空间溢出<sup>[1]</sup>, 使得产业界限模糊化、产业集群网络化、产业结构扁平化, 进而催生出新的生产方式、组织形态和商业模式, 加大企业间的竞争、加速技术迭代。得益于数字技术与企业价值创造活动的深度融合, 企业业务流程得以数字化呈现, 并通过对数据进行整理、分析, 建立有效的预测模型, 实现对运营风险的精准把控, 从而提升内部控制质量<sup>[2]</sup>。此外, 数字技术还能丰富企业与

收稿日期: 2023-08-13

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“由‘三元悖论’走向‘生态共生’的数据安全治理现代化研究”(23BTQ072)

作者简介: 马德芳(1978-), 男, 河南邓州人, 副教授, 博士, 主要从事公司财务研究。E-mail: 6346@cnu.edu.cn

李良伟(通讯作者)(1995-), 男, 河南郑州人, 硕士研究生, 主要从事国际投资与财务研究。E-mail: 572296158@qq.com

王梦凯(1998-), 男, 河南孟州人, 博士研究生, 主要从事资本市场和公司金融研究。E-mail: mengkaiw@ruc.edu.cn

外部投资者的信息传递及沟通形式、拓宽信息渠道、提高信息有效性、打破信息壁垒,进而提高会计信息透明度<sup>[3]</sup>。

与此同时,在数字技术快速迭代的背景下,企业数据权利加大<sup>[4-5]</sup>、违规成本降低<sup>[6]</sup>、股价与再融资压力上升<sup>[7]</sup>,这些均在一定程度上催生了管理者的机会主义行为。根据易董违规案例库整理统计,2022年我国上市公司违规2 616起,其中信息披露违规979起,占比37.42%,相较于2021年增长了19.980%。资本市场信息披露已经引起相关监管部门高度关注,近年来,我国不断对《上市公司信息披露管理办法》等相关法规进行补充修改,对相关案件处罚多达1 364起,2020年,上海证券交易所和深圳证券交易所修订《上海证券交易所退市公司重新上市实施办法》《深圳证券交易所退市公司重新上市实施办法》《上海证券交易所股票上市规则》《深圳证券交易所股票上市规则》等多项文件,在退市程序上取消暂停上市、恢复上市等环节,我国资本市场“史上最严”退市制度落地,但诸如同济堂虚增收入等信息披露违规行为仍屡禁不止。在数字经济背景下,如何更为有效地规制企业信息披露违规行为、维护资本市场秩序就成为学术界关注的焦点问题。鉴于此,本文基于信息披露违规视角,分析了数字化转型的治理效应,并进一步检验具体的影响渠道以及不同情境下数字化转型治理效应的作用差异。

与现有研究相比,本文的学术贡献主要体现在以下三个方面:第一,从企业信息披露违规的视角扩展了数字化转型的研究范畴。现有研究主要从企业绩效水平、管理变革等方面验证了数字化转型的经济后果,如对企业投入产出效率<sup>[8]</sup>、全要素生产率<sup>[9]</sup>、融资约束与企业创新<sup>[10]</sup>、产业链自主可控能力<sup>[11]</sup>等的积极作用,然而,却鲜有文献以企业信息披露违规为切入点,从企业违规的领域分析二者之间的作用机制。本文从企业信息披露违规的视角研究数字化转型对其的内在作用机制,不仅细化了对企业违规领域的研究,而且有助于提供数字化转型治理效应的经验证据。第二,从数字化转型视角丰富了企业信息披露违规影响因素的相关文献。现有文献对企业信息披露违规的研究主要集中于财务违规<sup>[12]</sup>、证券违规<sup>[13]</sup>、预算违规<sup>[14]</sup>等企业经营或交易违规行为,而极少将数字化转型与企业信息披露违规纳入同一框架进行研究。在深化资本市场改革、注册制全面实施背景下,信息披露质量的重要性进一步凸显。本文系统研究数字化转型对企业信息披露违规的影响机制,以及会计信息透明度、内部控制质量的中介效应,不仅有助于上市公司向数字化治理的决策转型,而且提供了数字化转型发挥治理作用的经验证据。第三,本文进一步从上市公司行业、产权性质、独立董事规模等角度进行异质性分析,更加全面地揭示了数字化转型对企业信息披露违规的治理效应。本文的研究为抑制企业信息披露违规行为提供了新的思路方法,具有一定的现实意义,不仅为上市公司数字化治理、降本增效提供了新的经验参考,还为政府积极推动不同类型行业、企业数字化转型以及完善企业信息披露相关政策提供依据。

## 二、文献回顾、理论分析与研究假设

### (一) 文献回顾

#### 1. 数字化转型相关研究

在数字经济背景下,企业数字化转型成为关注的热点,研究成果也相对丰富。企业数字化转型的本质是以数字应用为载体,与企业业务流程、组织架构、商业模式等形成深度交互,实现企业的数字重塑,形成一个信息全感知、定位全精准、过程全高效的数字企业。现有关于企业数字化转型的研究主要集中在影响因素和经济后果两方面,从数字化转型的影响因素视角看,现有文献从企业运营管理<sup>[15]</sup>、风险投资管理<sup>[16]</sup>、内部治理<sup>[17]</sup>等方面进行研究。从数字化转型的经济后果视角看,现有文献从企业投入产出效率<sup>[8]</sup>、全要素生产率<sup>[9]</sup>、劳动收入份额<sup>[18]</sup>、商业信用供给<sup>[19]</sup>、创新能力<sup>[10]</sup>、产业链自主可控能力<sup>[11]</sup>等方面对企业数字化转型的效果进行研究。

## 2. 企业信息披露违规相关研究

信息披露违规主要包括虚假陈述、误导性陈述、重大遗漏性陈述和未按规定披露信息等形式。随着资本市场改革的深化, 信息披露违规的影响因素引起了学者们的广泛关注, 当企业财务状况出现问题时, 管理者为粉饰财务信息、释放财务压力、降低再融资成本, 其机会主义倾向会加重, 更有可能出现信息披露违规行为<sup>[7]</sup>。从企业内外部治理视角看, 当大股东股权质押较高<sup>[6]</sup>、独立董事规模较小<sup>[20]</sup>、外部审计压力较小<sup>[21]</sup>以及媒体和分析师关注度较低<sup>[22]</sup>时, 企业信息披露违规的可能性更高。在企业信息披露违规行为被公布后, 分析师对企业盈余预测准确性、超额累计收益显著降低<sup>[23]</sup>, 企业声誉会受到冲击, 更有可能被监管部门纳入“重点名单”, 进而提高审计费用<sup>[24]</sup>。除直接的处罚成本外, 信息披露违规行为还会对企业日后运营环境造成负面影响, 导致资本成本上升、再融资困难等<sup>[25]</sup>。

综上所述, 现有对信息披露违规的研究主要集中于违规的动机和内外部治理机制, 鲜有文献涉及企业数字化转型与信息披露违规之间的关系, 从学术视角深入探讨数字化转型与信息披露违规内在作用机制的研究更是比较少。不同于经营违规, 信息披露违规是上市公司违规最主要的形式, 其不仅直接损害企业债券价值, 影响资本市场资源配置能力<sup>[26]</sup>, 而且降低资本市场的运作效率, 增加系统性风险, 甚至导致整个资本市场剧烈波动。因此, 提高信息披露质量是资本市场高质量发展的应有之策, 结合数字经济发展的趋势背景, 本文尝试从数字化转型视角出发为治理企业信息披露违规提供新思路。

### (二) 理论分析与研究假设

数字化转型已经成为我国高质量发展的必由之路, 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中将加快数字化发展, 建设数字中国写入其中, 明确表示要抓住数字化发展的新机遇, 加大我国数字化应用的广度和深度, 保障数字化稳步发展, 加速推进我国数字化进入普惠共享的新阶段。统筹发展数字经济、数字企业, 数字治理成为推动企业数字化进程的重要驱动力。在数字经济背景下, 企业治理不再局限于传统物质世界, 治理领域扩展至数字空间, 物质与虚拟空间融合催生更加复杂的治理场景、更加多样的治理问题。具体而言, 数字治理能够加强对治理风险的准确识别和判断, 例如, 利用数据驱动的即时预测功能解决经济数据时滞问题, 数字化渗透企业经营活动, 使业务流程得以数字化呈现, 数据颗粒度进一步细化, 并通过对这些数据颗粒采集和分析, 形成对行业未来发展趋势的有效研判。因此, 数字技术驱动的新治理体系逐渐成为解决企业各种治理难题的新范式。

现有研究发现, 会计信息透明度、内部控制质量是我国上市公司披露违规的重要动因<sup>[26]</sup>。在真实市场(即存在信息不对称和不完全竞争的市场)中, 会计信息是外部投资者评估企业价值的重要衡量指标。一方面, 管理者出于逐利动机, 可能会通过“信息孤岛”选择性地向外市场输出积极信号, 以达到稳定股价或分散外部投资者预期风险的动机, 导致出现信息披露违规现象; 另一方面, 上市公司会计信息透明度越低, 管理者风险承担意愿越低<sup>[27]</sup>, 进而催生信息披露违规行为。很多学者从内部控制的视角进行分析, 认为在我国独特的企业制度下, 所有权、经营权相互分离使得股东与企业管理人员目标出现差异, 这种差异导致管理者行为与股东利益最大化相偏离<sup>[22, 28]</sup>; 也有学者认为, 企业管理者出于获得期权分红的动机, 出现信息披露违规行为。既然会计信息透明度和内部控制质量是企业信息披露违规的主要动因, 那么根据现有理论, 数字化转型的治理效应是如何通过这两个渠道影响企业信息披露违规的?

其一, 数字化转型能够通过提高会计信息透明度, 进而抑制企业信息披露违规。资本市场的实质是信息市场。从信息治理视角看, 企业能够依托开源数据和服务化网络机构等技术平台支持实现信息的多域跨层, 建立智能化会计信息管理系统, 优化企业信息治理, 提高会计信息透明度。智能会计信息系统的运行逻辑是信息的感知、分析、决策和执行。在感知环节, 智能会计信

息系统感知商业模式、价值创造或分配方式的变化,对市场相关信息进行负载均衡和分片,为后续环节提供信息支撑;在分析环节,依托数据库分析、Import.io、Mozenda等数字工具对数据进行清洗、质量控制及分析,评估企业价值创造活动的影响因素和风险程度;在决策环节,基于分析环节结合数字化算法模拟、推理,为管理者决策提供具体的政策建议,缩小主观选择的范围,加强决策可视化,从而提高会计信息透明度;在执行环节,结合监督终端实现资源配置的有效控制。数字化驱动的智能会计信息系统提高会计信息的精准性和实时性,强化信息治理的监督职能,使得实时控制、动态监督成为可能,有助于审计主体实现对信息披露全生命周期的监督,从而提高会计信息透明度。作为智能会计信息系统的现实载体,会计信息透明度是企业信息治理的重要模块<sup>[29]</sup>。会计信息透明度越高,外部市场认可度越高,越能吸引更多投资者参与股票交易,降低股权资本成本<sup>[30]</sup>,降低外部投资者对内线交易及盈余管理的预期风险,从而降低企业再融资成本<sup>[31]</sup>,进而降低机会主义倾向和信息披露违规动机。

其二,数字化转型能够通过提高企业内部控制质量,进而抑制企业信息披露违规。从企业内部资源视角看,数字技术与业务流程深度融合,资源体系逐渐演变为立体网状结构,资源自然流向高资源位模块,提高企业产品附加值<sup>[32]</sup>,进而优化内部资源治理效率、提高企业竞争力。在数字经济背景下,信息技术打破了传统企业资源的界限,信息资源成为新一代集成化管理系统的主导资源。借助跨平台数据分析,企业能够将多源异构数据信息整合为企业治理数据库,实现对物质资源、资金资源等的一体化管理<sup>[8]</sup>,进而抑制企业信息披露违规。从企业组织架构视角看,数字经济更加强调灵活性与扁平化。一方面,低技术工种或简单重复性劳动将在很大程度上被取代,组织规模、层级更加精简,管理者行为、价值偏好能够通过数据予以可视化,通过数字化治理技术将其与企业战略进行归类整合,准确把握企业内部经营问题的源头与实质,提高内部控制质量,进而抑制企业信息披露违规;另一方面,数字化转型并不仅仅停留在企业的有形资产层面,更重要的是在思维、理念层面形成数字意识,通过增强管理人员数字思维和意识导向,提高内部控制质量,减少投机动机,进而抑制企业信息披露违规。基于上述分析,笔者提出如下研究假设:

**假设1:**在其他条件不变的情况下,数字化转型能够显著抑制企业信息披露违规。

**假设2:**数字化转型能够通过提高会计信息透明度进而抑制企业信息披露违规。

**假设3:**数字化转型能够通过提高内部控制质量进而抑制企业信息披露违规。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文以2012—2021年我国沪深A股上市公司作为样本,研究数字化转型对企业信息披露违规的影响。对原始数据做如下处理:(1)剔除金融类企业。(2)剔除ST、\*ST、PT类企业。(3)剔除严重缺失重要财务数据的企业,仅保留连续10年不存在数据严重缺失的数据样本。(4)对所有连续变量进行1%和99%的缩尾处理,以消除异常值的影响。最终筛选得到15 589个样本。本文所需要的数字化转型、企业信息披露违规以及企业财务数据主要来源于CSMAR数据库。

#### (二) 变量定义

##### 1. 被解释变量

企业信息披露违规(Fraud)。借鉴朱杰<sup>[33]</sup>的做法,采用企业信息披露违规频次来衡量企业信息披露违规,并且由于监管部门公示上市公司信息披露违规的周期较长,为保证样本之间的可比性,本文将样本企业的违规行为发生年度作为违规年度。

##### 2. 解释变量

数字化转型(Digital)。参考吴非等<sup>[34]</sup>与赵宸宇等<sup>[35]</sup>的做法,从巨潮资讯网下载2012—

2021年上市公司年报,并将年报文本整理成面板数据,统计年报全文的文本长度和全文中的中英文部分文本长度,构建企业数字化数字词典,将词汇扩充到Python的Jieba库,去除停顿词,分别统计数字化相关关键词。即以人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链、数字技术运用以及数字技术应用、互联网商业模式、智能制造、现代信息系统等关键词在年报全文中的词频来衡量企业数字化转型程度,分别得到Digital1和Digital2。

### 3.中介变量

会计信息透明度(Trans)和内部控制质量(Ic)。会计信息透明度(Trans)参考辛清泉等<sup>[36]</sup>的做法,根据盈余质量、信息披露考评指数、分析师盈余预测、审计师角度选取指标的变量样本百分等级的平均值来衡量,取值越大,说明样本企业的会计信息透明度越高。内部控制质量(Ic)采用深圳迪博大数据研究中心发布的“内部控制指数”作为代理变量,取值越大,说明企业内部控制质量越高。

### 4.控制变量

参考刘淑春等<sup>[8]</sup>与王鹏飞等<sup>[9]</sup>的研究,本文控制了其他可能影响企业信息披露违规的主要因素,分别从基本财务特征、企业治理结构等方面来考虑,包括:企业年龄(Age)、企业规模(Size)、董事会规模(Board)、股权性质(Soe)、资产负债率(Lev)、净资产收益率(Roe)、现金流比率(Cashflow)、企业成长性(Growth)、前十大股东持股比例(Top10)、两职合一(Dual)、是否四大(Big4)。此外,为了消除不同行业和年份的影响,本文还加入了控制行业(Industry)和年份(Year)的虚拟变量。

本文主要变量定义,如表1所示。

表1 主要变量定义

类型	名称	符号	定义及测度
被解释变量	企业信息披露违规	Fraud	证券监管部门通报的企业信息披露违规频次
解释变量	数字化转型	Digital1	ln(人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链、数字技术运用等词频+1)
		Digital2	ln(数字技术应用、互联网商业模式、智能制造、现代信息系统等词频+1)
中介变量	会计信息透明度	Trans	参考辛清泉等 <sup>[36]</sup> 对会计信息透明度的测度
	内部控制质量	Ic	采用深圳迪博大数据研究中心发布的“内部控制指数”
控制变量	企业年龄	Age	ln(当期年份减去成立年份+1)
	企业规模	Size	年总资产的自然对数
	董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
	股权性质	Soe	国有企业取1,非国有企业取0
	资产负债率	Lev	年末总负债除以年末总资产
	净资产收益率	Roe	净利润/股东权益平均余额
	现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	企业成长性	Growth	企业当年营业收入较上一年的增长率
	前十大股东持股比例	Top10	前十大股东持股数量除以总股数
	两职合一	Dual	虚拟变量,董事长与总经理兼任取1,否则取0
	是否四大	Big4	虚拟变量,经国际四大审计取1,否则取0
	行业	Industry	行业固定效应
年份	Year	年份固定效应	

(三) 描述性统计结果

主要变量的描述性统计结果, 如表2所示。其中, Fraud的均值为0.238, 标准差为0.610, 说明沪深A股上市公司平均每年违规次数为0.238次, 且不同企业间差异较大; Digital1的均值为1.365, 标准差为1.358, 中位数为1.099, 说明我国企业数字化转型程度整体处于较低水平, 且企业间数字化转型差距较大。控制变量数值均分布在合理范围之内, 与相关文献基本吻合, 说明本文数据来源和处理过程真实可靠。

表2 主要变量的描述性统计结果

变 量	观测值	均 值	中位数	标准差	最小值	最大值
Fraud	15 589	0.238	0	0.610	0	3
Digital1	15 589	1.365	1.099	1.358	0	5.037
Digital2	15 589	2.813	2.833	1.230	0	5.714
Trans	15 589	0.363	0.358	0.183	0.005	0.853
Ic	15 589	0.651	0.667	0.102	0	0.837
Age	15 589	2.934	2.996	0.320	1.946	3.497
Size	15 589	22.529	22.355	1.281	20.189	26.105
Board	15 589	2.138	2.197	0.195	1.609	2.639
Soe	15 589	0.432	0	0.495	0	1
Lev	15 589	0.438	0.434	0.199	0.061	0.862
Roe	15 589	0.067	0.067	0.098	-0.377	0.323
Cashflow	15 589	0.049	0.047	0.064	-0.135	0.227
Growth	15 589	0.145	0.091	0.343	-0.498	1.896
Top10	15 589	0.559	0.560	0.148	0.206	0.910
Dual	15 589	0.230	0	0.421	0	1
Big4	15 589	0.066	0	0.249	0	1

(四) 模型构建

为检验数字化转型对企业信息披露违规的影响, 本文构建如下回归模型:

$$Fraud_{it} = \alpha + \beta_1 Digital + \sum \beta_m Controls_{mit} + Industry_j + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 被解释变量 Fraud 表示信息披露违规次数; 解释变量 Digital 分别表示衡量企业数字化转型程度的两种测算模式 Digital1 和 Digital2; i、j 和 t 分别表示企业、行业和年份。Industry 和 Year 分别表示行业和年份固定效应,  $\varepsilon$  表示随机扰动项。如果系数  $\beta_1$  显著为负, 则说明企业数字化转型能显著抑制企业信息披露违规。

为进一步检验数字化转型对企业信息披露违规的作用机制, 借鉴江艇<sup>[37]</sup>的中介效应检验法, 本文构建如下回归模型:

$$MV_{it} = \alpha + \gamma_1 Digital + \sum \gamma_m Controls_{mit} + Industry_j + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, MV 表示中介变量, 分别代表会计信息透明度 (Trans) 和内部控制质量 (Ic), 数值越大, 说明样本企业会计信息透明度越高、内部控制质量越好。若  $\gamma_1$  显著为正, 则说明存在中介效应, 即企业数字化转型能够通过提高企业会计信息透明度和内部控制质量来抑制企业信息披露违规。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果分析

本文利用双向固定效应模型检验数字化转型对企业信息披露的影响, 基准回归结果如表3所

示。列(1)和列(3)表示未加入行业和年份固定效应时数字化转型对企业信息披露违规的回归结果,结果显示, Digital1和Digital2的回归系数分别为-0.014和-0.009,分别在1%和5%的水平上显著为负。列(2)和列(4)表示加入固定效应后数字化转型对企业信息披露违规的回归结果,结果显示, Digital1和Digital2的回归系数分别为-0.017和-0.013,且均在1%的水平上显著,这说明数字化转型具有治理效应,具体体现为企业数字化转型能够显著抑制企业信息披露违规次数,数字化转型程度越高,企业信息披露违规次数越少,本文的假设1得以验证。控制变量方面,企业规模、净资产收益率、前十大股东持股比例的回归系数显著为负,表明企业规模越大,净资产收益越高、前十大股东持股比例越高,企业信息披露违规次数越少;资产负债率的回归系数显著为正,表明资产负债率越高,企业信息披露违规次数越多,与现有研究结论一致。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital1	-0.014*** (-3.780)	-0.017*** (-3.848)		
Digital2			-0.009** (-2.208)	-0.013*** (-2.644)
Age	0.022 (1.335)	0.006 (0.299)	0.019 (1.177)	0.004 (0.196)
Size	-0.033*** (-6.300)	-0.041*** (-7.188)	-0.034*** (-6.395)	-0.041*** (-7.265)
Board	0.033 (1.280)	0.046* (1.730)	0.035 (1.347)	0.047* (1.771)
Soe	-0.114** (-10.295)	-0.109*** (-9.498)	-0.112** (-10.132)	-0.107*** (-9.375)
Lev	0.168*** (5.472)	0.193*** (5.942)	0.171*** (5.561)	0.195*** (6.000)
Roe	-0.286*** (-5.126)	-0.256*** (-4.470)	-0.286*** (-5.110)	-0.255*** (-4.439)
Cashflow	-0.059 (-0.717)	-0.049 (-0.590)	-0.052 (-0.643)	-0.048 (-0.580)
Growth	0.013 (0.843)	0.007 (0.500)	0.012 (0.781)	0.007 (0.464)
Top10	-0.090** (-2.539)	-0.088** (-2.434)	-0.086** (-2.405)	-0.083** (-2.312)
Dual	0.024** (2.016)	0.027** (2.209)	0.023* (1.924)	0.026** (2.145)
Big4	-0.059*** (-2.834)	-0.052** (-2.491)	-0.059*** (-2.829)	-0.052** (-2.472)
行业/年份FE	不控制	控制	不控制	控制
常数项	0.916*** (7.800)	1.104*** (8.252)	0.939*** (8.006)	1.131*** (8.475)
观测值	15 589	15 589	15 589	15 589
R <sup>2</sup>	0.022	0.032	0.021	0.031

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为t值,下文同。

## (二) 内生性处理与稳健性检验

### 1.倾向得分匹配(PSM)

为消除由样本自选择所引起的内生性问题,本文采用倾向得分匹配(PSM)法来缓解因样本自选择而引入的偏差,具体操作方法如下:首先,将样本企业按照是否开展数字化转型划分为实验组和对照组,选择多个协变量作为匹配变量,包括企业年龄、企业规模、董事会规模、股权性质、资产负债率、净资产收益率、现金流比率、企业成长性、前十大股东持股比例、两职合一、是否四大、行业以及年份等控制变量。此外,在进行倾向得分匹配之前对所有协变量进行平衡性检验,发现实验组和对照组没有显著差异,然后估计数字化转型的倾向得分。其次,利用倾向匹配得分值将样本进行最邻近1:1匹配。最后,将匹配后的样本重新带入基准模型进行检验。回归结果显示,匹配后实验组与对照组样本数字化转型的倾向得分分布基本重叠在公共区域,说明匹配后样本特征变量相近,符合共同支撑假设。倾向得分匹配的回归结果如表4所示,结果显示,企业数字化转型的系数分别在5%和1%的水平上显著为负,仍支持本文基准回归的研究结论。

表4 倾向得分匹配回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
Digital1	-0.017*** (-3.795)		Cashflow	-0.038 (-0.432)	-0.035 (-0.398)
Digital2		-0.013** (-2.415)	Growth	0.013 (0.851)	0.013 (0.811)
Age	0.004 (0.220)	0.004 (0.184)	Top10	-0.081** (-2.134)	-0.077** (-2.035)
Size	-0.038*** (-6.437)	-0.039*** (-6.497)	Dual	0.028** (2.210)	0.027** (2.153)
Board	0.032 (1.152)	0.032 (1.165)	Big4	-0.049** (-2.230)	-0.048** (-2.209)
Soe	-0.113*** (-9.324)	-0.112*** (-9.215)	行业/年份FE	控制	控制
Lev	0.181*** (5.242)	0.183*** (5.291)	常数项	1.103*** (7.831)	1.126*** (7.999)
Roe	-0.266*** (-4.439)	-0.265*** (-4.413)	观测值	13 915	13 915

2.工具变量法

前文实证研究了数字化转型对企业信息披露违规的治理效应。然而，这一结论可能存在反向因果关系，即信息披露违规次数低的企业更有可能进行数字化转型。换言之，信息披露违规次数的降低并非数字化转型的结果而是原因。为解决内生性问题，本文参考赵宸宇等<sup>[35]</sup>的做法，采用互联网普及率 (Internet) 作为数字化转型的工具变量。一方面，企业所在城市的互联网普及率在一定程度上反映了该地区的数字化水平，与企业数字化转型程度相关；另一方面，互联网更多作为一种信息交流工具，并不直接影响企业信息披露违规行为。工具变量法的回归结果如表5所示，结果显示，在第一阶段中，互联网普及率与数字化转型存在显著的正向关系，在第二阶段中，数字化转型与企业信息披露违规的估计系数依然显著为负，表示数字化转型能够抑制企业信息披露违规，与上文结论一致。

表5 工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
	Digital1	Fraud		Digital1	Fraud
Internet	0.014*** (17.198)		Cashflow	-1.015*** (-6.614)	-0.102 (-1.064)
Digital1		-0.066** (-2.145)	Growth	0.121*** (4.412)	0.014 (0.859)
Age	-0.089** (-2.575)	-0.000 (-0.005)	Top10	-0.075 (-1.126)	-0.090** (-2.443)
Size	0.149*** (14.413)	-0.033*** (-4.514)	Dual	0.153*** (6.837)	0.036** (2.544)
Board	-0.095* (-1.947)	0.039 (1.478)	Big4	-0.179*** (-4.622)	-0.058*** (-3.703)
Soe	-0.233*** (-11.122)	-0.120*** (-9.138)	行业/年份FE	控制	控制
Lev	-0.105* (-1.745)	0.184*** (5.480)	常数项	-2.933*** (-11.807)	0.990*** (6.538)
Roe	0.166 (1.570)	-0.248*** (-3.702)	观测值	15 589	15 589

3.替换核心变量

本文对衡量企业数字化转型程度的指标进行调整，采用与数字化技术应用 (DTA) 相关关键词在年报中出现的词频来衡量企业数字化转型。替换核心变量的回归结果，如表6列 (1) 所示，结果显示，企业数字化转型对企业信息披露违规的回归系数依旧显著为负，这说明本文的基准回归结果是稳健的，进一步验证了本文的假设1。

另外，本文对企业信息披露违规的衡量方式进行调整，采用企业信息披露违规倾向 (FT) 来衡量企业信息披露违规，若企业当年发生信息披露违规为1，未发生信息披露违规为0，并采用Logit模型进行回归。改变被解释变量衡量方式的回归结果如表6列 (2) 一列 (4) 所示。由表6列 (2) 一列 (4) 可知，企业数字化转型对企业信息披露违规的回归系数依旧显著为负，这说明本文的基准回归结果是稳健的。

表6 更换核心变量回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fraud	FT	FT	FT
DTA	-0.001*** (-2.812)	-0.007*** (-2.665)		
Digital1			-0.058*** (-2.964)	
Digital2				-0.060*** (-2.713)
Age	-0.011 (-0.580)	-0.066 (-0.774)	-0.067 (-0.793)	-0.075 (-0.877)
Size	-0.020*** (-3.537)	-0.083*** (-3.184)	-0.080*** (-3.084)	-0.081*** (-3.088)
Board	0.014 (0.526)	0.100 (0.833)	0.086 (0.711)	0.086 (0.715)
Soe	-0.068*** (-6.025)	-0.346*** (-6.607)	-0.349*** (-6.654)	-0.350*** (-6.675)
Lev	0.094*** (2.941)	0.440*** (3.040)	0.437*** (3.019)	0.436*** (3.017)
Roe	-0.134** (-2.333)	-0.527** (-2.083)	-0.521** (-2.056)	-0.512** (-2.025)
Cashflow	-0.086 (-1.037)	-0.375 (-0.993)	-0.374 (-0.991)	-0.398 (-1.054)
Growth	0.001 (0.084)	0.064 (0.956)	0.064 (0.951)	0.064 (0.945)
Top10	-0.060* (-1.666)	-0.399** (-2.421)	-0.417** (-2.529)	-0.396** (-2.405)
Dual	0.022* (1.799)	0.069 (1.291)	0.069 (1.298)	0.068 (1.280)
Big4	-0.006 (-0.284)	-0.034 (-0.327)	-0.033 (-0.322)	-0.036 (-0.353)
行业/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	0.781*** (5.771)	0.876 (1.417)	0.889 (1.439)	0.983 (1.592)
观测值	15 519	15 519	15 519	15 519
$\bar{R}^2$ /Pseudo R <sup>2</sup>	0.018	0.024	0.024	0.024

注：列（1）为 $\bar{R}^2$ ，其他列为Pseudo R<sup>2</sup>。

#### 4.滞后数据

考虑到数字化转型的周期较长，数字化转型对企业信息披露违规的影响可能存在一定的时间滞后性，本文将解释变量（Digital）分别滞后一期和滞后两期来检验数字化转型对企业信息披露违规的影响。表7列（1）和列（3）为Digital1和Digital2滞后一期的结果，结果显示，其系数分别为-0.014、-0.013；列（2）和列（4）为滞后两期的结果，结果显示，其系数分别为-0.017和-0.015。考虑数字化转型的滞后性后，数字化转型的回归系数略发生变化，但仍均显著，说明数字化转型对企业信息披露违规的抑制作用依然存在。

表7 滞后数据回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
L. Digital1	-0.014*** (-3.037)			
L2. Digital1		-0.017*** (-3.451)		
L. Digital2			-0.013*** (-2.583)	
L2. Digital2				-0.015*** (-2.668)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份FE	控制	控制	控制	控制
观测值	14 030	12 471	14 030	12 471
$\bar{R}^2$	0.033	0.034	0.032	0.034

#### 5.控制高阶固定效应

考虑到数字化转型对企业信息披露违规的影响还可能会受到行业层面政策趋势变化、地区层面政策变化和地区行业层面政策的影响，本文在时间固定效应和行业固定效应的基础上加入年份

与行业的交互项、省份与行业的交互项以及年份与省份的交互项,回归结果如表8所示。在引入高阶固定效应后, Digital1 和 Digital2 的回归系数仍显著为负,说明企业数字化转型对企业信息披露存在治理效应,证明了研究结论的稳健性。

表8 控制高阶固定效应回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Digital1	-0.017** (-3.991)		-0.015*** (-3.401)		-0.015*** (-3.409)	
Digital2		-0.014*** (-2.886)		-0.010* (-1.900)		-0.011** (-2.166)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.086*** (8.195)	1.112*** (8.398)	1.108*** (8.023)	1.132*** (8.204)	1.136*** (8.477)	1.160*** (8.665)
行业/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份×行业	控制	控制	不控制	不控制	不控制	不控制
省份×行业	不控制	不控制	控制	控制	不控制	不控制
年份×省份	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
观测值	15 589	15 589	15 588	15 588	15 589	15 589
R <sup>2</sup>	0.030	0.030	0.043	0.042	0.033	0.033

(三) 中介效应检验

前文的研究为数字化转型对企业信息披露违规的影响提供了实证数据支撑,即数字化转型程度越高,企业信息披露违规次数越少。但前文仅就数字化转型与企业信息披露违规之间的关系进行整体性刻画,并未对其具体作用机制进行研究。根据前文理论分析,企业数字化转型可能通过提高企业会计信息透明度和内部控制质量来抑制企业信息披露违规。本文在基准回归的基础上,构建模型(2)进行中介效应检验,结果如表9所示。

表9 中介效应检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	
	Trans		Ic		
Digital1	0.011*** (11.473)		0.003*** (4.659)		
Digital2			0.017*** (15.801)		
控制变量	控制		控制		
常数项	-0.822*** (-28.455)		0.379*** (18.494)		
行业/年份FE	控制		控制		
观测值	15 589		15 589		
R <sup>2</sup>	0.497		0.182		
Sobel-Goodman Mediation 检验					
Sobel	符号	中介变量	系数	Z值	P> Z
	Digital1	Trans	-0.003	-5.826	5.686e-09
	Digital2	Trans	-0.004	-6.251	4.073e-10
	Digital1	Ic	-0.002	-4.393	0.000
	Digital2	Ic	-0.003	-5.441	5.288e-08

表9列(1)和列(2)报告了数字化转型对会计信息透明度的检验结果。由表9可知,数字化转型对会计信息透明度的回归系数分别为0.011和0.017,均在1%的水平上显著,说明数字化

转型对会计信息透明度有正向推动作用。而会计信息透明度的提升能够使审计部门和投资者更有效地监督企业信息披露行为,企业信息披露违规风险随之上升,进而弱化企业信息披露违规动机。可见,会计信息透明度能够发挥中介效应,即数字化转型能够通过提高会计信息透明度进而抑制企业信息披露违规行为。由此,本文的假设2得以验证。

表9列(3)和列(4)报告了数字化转型对内部控制质量的检验结果。由表9可知,数字化转型对内部控制质量的回归系数分别为0.003和0.005,且均在1%水平上显著,说明数字化转型对内部控制质量有正向推动作用。内部控制质量的提升能够优化企业资源网络,加强业务流程各环节资源控制,减少低效、无效流程,提高经济效益,进而抑制企业信息披露违规倾向。可见,内部控制质量能够发挥中介效应,即数字化转型能够通过提高内部控制质量进而抑制企业信息披露违规行为。由此,本文的假设3得以验证。

#### (四) 异质性分析

前文理论和经验分析表明,企业数字化转型对企业信息披露违规有显著负向影响。那么,不同的企业特征是否会影响企业数字化转型抑制企业信息披露违规行为的效果?本文从行业、产权性质和独立董事规模等方面分析企业数字化转型对企业信息披露违规是否存在异质性影响。

##### 1. 行业异质性

现有文献指出,发挥数字化转型治理效应的一个重要着力点是给传统产业的数字化转型赋能<sup>[38]</sup>。在数字经济背景下,制造业面临有效供给不足、产品加速迭代、产能过剩等现实问题。一方面,多数制造业企业数字化转型仍处于数字感知的早期阶段,数字技术与业务流程全方位融合尚未实现,且“数据孤岛”现象严重。信息作为生产和运营的核心要素之一,数字化技术能够高效整合碎片化数据、进一步释放产能。另一方面,传统制造业存在管理效率低、配套落后、产业集聚程度低等问题,进而导致产品附加值较低、财务绩效较差。数字化技术的应用有助于改进供应链管理、优化生产过程,进而提高交付可靠性和生产效率,增强市场竞争力。数字化转型能够从信息和企业绩效层面为制造业赋能,释放更多的数字红利,进而抑制企业信息披露违规。

基于行业异质性的回归结果如表10列(1)和列(2)所示。在非制造业企业中, Digital1<sup>①</sup>的回归系数不显著,即数字化转型对非制造业企业信息披露违规的影响不显著;在制造业企业中, Digital1的回归系数为-0.068,且在1%的水平上显著,即数字化转型对制造业企业信息披露违规产生负面影响。这说明,相较于非制造业企业,数字化转型对制造业企业信息披露违规的抑制作用更显著,与上文推断相符。

##### 2. 产权异质性

从资源分配的视角看,国有企业与非国有企业有着明显的资源分配差异,即非国有企业具有明显的资源劣势。企业资源可能会随着市场产生周期性波动,当市场受到冲击时,非国有企业抵御冲击的压力较大,进而导致信息披露违规动机较高。从管理者特征的视角看,非国有企业管理者承担风险意愿普遍较低,更容易出现侥幸心理,进而导致信息披露违规倾向较高。总体而言,相较于非国有企业,国有企业信息披露违规动机更小。因此,非国有企业信息披露违规的治理潜力更大。

为验证不同产权性质下企业数字化转型对信息披露违规的异质性表现,本文将样本分为国有企业与非国有企业两组进行回归。结果如表10列(3)和列(4)所示,在非国有企业中, Digital1的回归系数为-0.055,且在5%的水平上显著,即数字化转型对非国有企业信息披露违规产生负面影响;而在国有企业中, Digital1的回归系数不显著,即数字化转型对国有企业信息披露违规的影响不显著,与上文推断相符。

① 限于篇幅,异质性分析部分仅报告 Digital1的回归结果。Digital2的回归结果同样成立,留存备索。

表10 异质性分析结果：按行业及产权性质划分

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非制造业企业	制造业企业	非国有企业	国有企业
Digital1	-0.023 (-0.595)	-0.068*** (-2.891)	-0.055** (-2.350)	-0.042 (-1.092)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	2.065** (1.990)	2.847*** (3.729)	1.939** (2.398)	4.254*** (3.906)
观测值	5 692	9 897	8 851	6 728
R <sup>2</sup>	0.060	0.030	0.023	0.055

### 3.独立董事规模异质性

现有研究表明，独立董事作为独立于企业股东、不与企业或其经营者产生深度联系的个体，对抑制企业信息披露具有显著的正向影响<sup>[33]</sup>。独立董事规模在一定程度上反映了企业对管理者行为的监管力度，代表着独立董事发表独立意见影响力的大小。规模越大，独立董事对管理者行为的约束力越强，向董事会和股东大会发表独立意见的影响力越大。可见，当独立董事规模较大时，企业粉饰和操纵业绩的动机得以有效抑制，进而缓解企业信息披露违规的现象。笔者推断，独立董事规模较大的企业数字化转型抑制企业信息披露违规的效果可能比独立董事规模较小的企业更加明显。

本文将上市公司独立董事与董事的比例作为衡量企业独立董事规模的代理变量，当上市公司独立董事规模大于行业内平均独立董事规模时取1，小于行业内平均规模时取0。异质性分析结果如表11所示，独立董事规模较大的企业Digital1的回归系数显著为负，即数字化转型对企业信息披露违规产生负面影响；而在独立董事规模较小的企业中，Digital1的回归系数不显著，即数字化转型对这类企业信息披露违规的影响不显著。这说明，较大的独立董事规模能够加强企业内部的治理水平，抑制企业信息披露违规行为。

表11 异质性分析结果：按独立董事规模划分

变 量	(1)	(2)	变 量	(1)	(2)
	独立董事规模较小企业	独立董事规模较大企业		独立董事规模较小企业	独立董事规模较大企业
Digital1	-0.032 (-1.192)	-0.067** (-2.188)	Growth	0.089 (0.966)	0.120 (1.146)
Age	-0.063 (-0.555)	0.113 (0.837)	Top10	-0.355 (-1.575)	-0.842*** (-3.264)
Size	-0.174*** (-4.698)	-0.213*** (-5.078)	Dual	0.126* (1.686)	-0.022 (-0.283)
Board	0.168 (0.633)	-0.098 (-0.483)	Big4	-0.663*** (-3.688)	-0.251 (-1.245)
Soe	-0.506*** (-7.177)	-0.407*** (-4.527)	行业/年份FE	控制	控制
Lev	0.950*** (4.779)	0.734*** (3.131)	常数项	2.638*** (2.817)	3.489*** (3.566)
Roe	-0.951*** (-2.712)	-0.838** (-2.287)	观测值	8 368	6 491
Cashflow	-0.631 (-1.195)	0.233 (0.401)	R <sup>2</sup>	0.043	0.043

## 五、研究结论与政策建议

信息披露是外部投资者和社会公众作出投资决策的主要依据，信息披露违规不仅会使投资者的判断产生偏误，还会造成资本市场的不正当竞争，影响资本市场的公平性，甚至可能引发资本市场泡沫和系统性金融风险。本文以2012—2021年我国沪深A股非金融类上市公司为研究对象，分析了数字化转型对企业信息披露违规的治理效应，并得出以下结论：(1)数字化转型能够抑制企业信息披露违规，通过工具变量法、替代核心变量、滞后数据、控制高阶固定效应检验后结果

依旧稳健。(2)机制检验发现,数字化转型能够通过提高会计信息透明度和内部控制质量发挥积极的治理效应,进而抑制企业信息披露违规。(3)异质性分析发现,数字化转型在制造业企业、非国有企业、独立董事规模较大的企业中,对信息披露违规的治理效应更为显著。

根据上述研究结论,笔者提出以下政策建议:

第一,企业应坚定数字化转型决心。数字化转型不仅仅是大势所趋,也是必然选择。在现实中,转型成本高以及阵痛期较长等是企业对数字化转型望而却步的主要原因。虽然数字化转型初期投入较高,但转型后释放的经济成果能够弥补初期投入。此外,企业创新效率、供应链自主可控以及产品附加值等一系列核心竞争力也会随数字化转型得以深度优化。因此,企业只有坚定数字化转型决心,克服数字化转型阵痛期,才能在未来保持持续竞争力,实现稳定可持续发展。

第二,以数字基建为基础,逐步提高企业数字化治理水平。我国企业多数处于数字化转型初始阶段,数字化动能还未得到充分释放,数据难以共享、信息传递滞后及内部治理不彻底导致信息披露违规事件频发。从短期看,企业要加强数字基建投资,结合自身财务能力制定合理投资规划,提高企业物质层面的数字化水平;从长期看,企业要加大对会计信息透明度和内部控制质量的重视程度。推动以数字技术为载体的数字化会计信息和内部治理系统建设,加强数字化治理的整体布局,引导各环节基于大数据、物联网等技术收集和分析相关数据与信息,加大信息链和业务流程可视化,加快数字技术与业务流程的融合速度,促使企业最大程度将数字化的信息治理与内部治理融入产品全生命周期管理,实现企业治理环节最大程度的公开化、透明化,进而抑制企业信息披露违规行为,为深化多层次资本市场改革添砖加瓦。

第三,实现企业数字化转型的整体动态平衡。从本文结论看,不同企业、行业由于规模、地域、产权性质、竞争水平等因素的差异,数字化程度具有鲜明的异质性。我国企业信息披露违规治理潜力巨大,特别是制造业企业和非国有企业尤为显著。针对此种情况,政府需要制定具有针对性的数字化专项补贴政策和更为严格的审计策略。相较于非制造业企业和国有企业而言,制造业企业和非国有企业组织和人员转型难度更大,政府需要结合数字禀赋分布情况等因素,适量引导资金和数字人才流入制造业企业和非国有企业,缓解企业数字化转型的初始压力;相较于独立董事规模较大的企业,独立董事规模较小的企业内部监管力度往往更小,这就意味着需要更多外部力量进行监管,政府可考虑制定企业独立董事最小规模以提高企业内部监督力度。此外,还可以通过引导民众、媒体或第三方审计机构加强对独立董事规模较小企业的关注,进而抑制企业信息披露违规,为我国企业实现高质量发展赋能。

#### 参考文献:

- [1] 王冬彧,蔡勇.数字经济赋能双循环发展的空间作用机制研究——基于数字产业化与产业数字化的视角[J].外国经济与管理,2023(9):3-21.
- [2] 张钦成,杨明增.企业数字化转型与内部控制质量——基于“两化融合”贯标试点的准自然实验[J].审计研究,2022(6):117-128.
- [3] 张焰朝,卜君.企业数字化转型会影响会计信息可比性吗[J].中南财经政法大学学报,2023(2):41-51.
- [4] 贺超,丁怡帆,马云飞.企业数字化转型与资本市场稳定——基于“数据权力”加剧股票“同跌同涨”的经验证据[J].金融经济研究,2023(4):74-91.
- [5] 李川川.国际政治中权力变移与信息权力内涵分析[J].改革与开放,2014(10):44-45+47.
- [6] 张晨宇,武剑锋.大股东股权质押加剧了公司信息披露违规吗?[J].外国经济与管理,2020(5):29-41.
- [7] FIELDS L P P, GUPTA M, WILKINS M S. Refinancing pressure and earnings management: evidence from changes in short-term debt and discretionary accruals[J]. Finance research letters, 2018, 25(C): 62-68.
- [8] 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.

- [9] 王鹏飞,刘海波,陈鹏.企业数字化、环境不确定性与全要素生产率[J].经济管理,2023(1):43-66.
- [10] 段华友,杨兴柳,董峰.数字化转型、融资约束与企业创新[J].统计与决策,2023(5):164-168.
- [11] 陈晓东,杨晓霞.数字化转型是否提升了产业链自主可控能力?[J].经济管理,2022(8):23-39.
- [12] 马壮,王云.媒体报道、行政监管与财务违规传染——基于威慑信号传递视角的分析[J].山西财经大学学报,2019(9):112-126.
- [13] 郑丽婷,金雪军.政治关联与公司治理有效性——基于上市公司证券违规的数据[J].财经论丛,2017(6):79-87.
- [14] 宋达,郑石桥.政府审计对预算违规的作用:抑制还是诱导?——基于中央部门预算执行审计数据的实证研究[J].审计与经济研究,2014(6):14-22.
- [15] 陈剑,黄朔,刘运辉.从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J].管理世界,2020(2):117-128+222.
- [16] 吴友.风险投资管理参与、数字化转型与企业创新[J].上海经济研究,2023(5):78-92.
- [17] 徐子尧,庞月维,张莉沙.数字化转型提升了上市公司信息披露质量吗?[J].南京审计大学学报,2023(2):33-42.
- [18] 黄逵友,李增福,潘南佩,等.企业数字化转型与劳动收入份额[J].经济评论,2023(2):15-30.
- [19] 祁怀锦,魏禹嘉,刘艳霞.企业数字化转型与商业信用供给[J].经济管理,2022(12):158-184.
- [20] PEASNELL K, POPE P, YOUNG S. Board monitoring and earnings management: do outside directors influence abnormal accruals?[J]. Journal of business finance & accounting, 2005, 32(7-8): 1311-1346.
- [21] JENSEN M C, MECKLING W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of financial economics, 1976(3): 305-360.
- [22] 许金花,商丽霞,袁雪莹.社会责任披露能抑制上市公司信息违规吗[J].财会月刊,2023(7):78-84.
- [23] 丁鑫,陆阳,杨忠海.信息披露违规处罚、连锁董事公司分析师预测与分析师声誉:基于董事网络的溢出效应[J].中央财经大学学报,2022(11):65-76.
- [24] 刘星,陈西婵.证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J].会计研究,2018(1):60-67.
- [25] 王梦凯,刘一霖,李良伟,等.党组织“双向进入、交叉任职”能抑制企业信息披露违规吗?[J].外国经济与管理,2022(12):19-34.
- [26] 周晓苏,吴锡皓.稳健性对公司信息披露行为的影响研究——基于会计信息透明度的视角[J].南开管理评论,2013(3):89-100.
- [27] 杨湘琳,阳立高.会计信息透明度提高了企业风险承担吗?——基于企业生命周期视角的经验证据[J].财经理论与实践,2021(6):82-88.
- [28] 李万福,林斌,宋璐.内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制?[J].管理世界,2011(2):81-99+188.
- [29] MAN M, CIUREA M. Transparency of accounting information in achieving good corporate governance. true view and fair value[J]. Social sciences and education research review, 2016, 3(1): 41-62.
- [30] VERRECCHIA E R. Essays on disclosure[J]. Journal of accounting and economics, 2001, 32(1-3): 97-180.
- [31] HANDA P, LINN C S. Arbitrage pricing with estimation risk[J]. Journal of financial and quantitative analysis, 1993(1): 81-100.
- [32] 孙凤娥.模块化网络组织租金分配研究[J].中国工业经济,2013(11):109-121.
- [33] 朱杰.独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规[J].审计与经济研究,2020(2):77-86.
- [34] 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.
- [35] 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(7):114-129.
- [36] 辛清泉,孔东民,郝颖.公司透明度与股价波动性[J].金融研究,2014(10):193-206.
- [37] 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.
- [38] 肖土盛,吴雨珊,亓文韬.数字化的翅膀能否助力企业高质量发展——来自企业创新的经验证据[J].经济管理,2022(5):41-62.

## Governance Effects of Digital Transformation: From the Perspective of Corporate Information Disclosure Violations

MA De-fang<sup>1</sup>, LI Liang-wei<sup>1</sup>, WANG Meng-kai<sup>2</sup>

(1. School of Management, Capital Normal University, Beijing 100089, China;

2. Business School, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Summary:** Due to the impact of global epidemic and the subsequent influence of economic crisis, the world economy continues to go down, and China's capital market faces multiple pressures such as demand contraction and supply shock. In order to improve the efficiency of China's capital market, relevant departments have issued a series of policies and regulations on information disclosure. In this context, whether corporate information disclosure is timely, complete and compliant is directly related to the reform process and quality of China's capital market. However, in the wave of digital economy, there is little literature on digital transformation and corporate disclosure violations, especially the lack of research on the governance effect of digital transformation from the perspective of disclosure violation.

This paper adopts the CSMAR database and draws on Wu et al. and Zhao et al. to use python to count the word frequencies of digital transformation keywords in annual reports. It is found that digital transformation significantly inhibits corporate disclosure violations, and the empirical results remain robust through tests such as propensity score matching method, instrumental variable method, alternative core variables, and lagged data. The channel test shows that digital transformation exerts a positive governance effect by improving the transparency of accounting information and the quality of internal control, which suppresses corporate disclosure violations. Further research shows that the governance effect of digital transformation on disclosure violations is more significant in manufacturing firms, non-state-owned firms, and firms with more independent directors.

This paper expands previous literature from the following aspects. First, it expands research related to digital transformation and disclosure violations from a new perspective, and explores the mechanism of the governance effect of digital transformation on corporate disclosure violations. Second, different from existing corporate violations or operational and trading violations, this paper focuses corporate disclosure violations and further analyses the mechanism of the impact of digital transformation on corporate disclosure violations based on two channels of accounting information transparency and internal control quality. This study enriches literature on digital transformation and disclosure violations and reveals the channels of digital transformation's impact on corporate disclosure violations. The findings not only provide new empirical evidence for enterprises that are currently undergoing transformation, but also provide empirical reference for further promoting digital governance, maintaining the order of the capital market, and constructing a digital economic system.

**Key words:** digital transformation ; governance effects ; information disclosure violations ; accounting information transparency; internal control quality

(责任编辑: 徐雅雯)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2023.11.007

[引用格式]马德芳,李良伟,王梦凯.数字化转型的治理效应——基于企业信息披露违规的视角[J].财经问题研究,2023(11):86-100.