

企业数字化转型与年报可读性： 治理效应抑或噪音效应？

高延歌

摘要：基于年报文本信息披露质量视角，研究企业数字化转型与年报可读性之间的关系。研究发现企业数字化转型显著改善了年报可读性。机制检验显示，提升公司内部治理水平和增强分析师对企业的监督力度是数字化转型提升年报可读性的主要渠道。异质性分析发现数字化转型对年报可读性的提升作用在国有属性、管制行业及经济政策不确定性低的公司中更为显著。本研究不仅丰富了数字化转型理论研究，也为改善企业文本信息披露质量提供了经验证据。

关键词：企业数字化转型；文本信息披露；年报可读性；公司治理

JEL 分类号：D21；G30；G34

一、引言

随着大数据、人工智能、云计算等数字技术的广泛应用，数字化成为企业的新发展动能（吴非等，2021）。自2015年发布《中国制造2025》起，数字化的重要性受到国家的高度重视。2020年11月，中共中央关于《“十四五”规划和2035年远景目标建议》以及2023年《政府工作报告》等政策文件均重点提出，要大力推动数字经济和实体经济深度融合。在此背景下，企业发展是否受到以及如何受到数字化转型的影响也成为近年来学术界高度关注的课题（黄丽华等，2021）。已有研究考察了企业数字化转型对股票流动性（吴非等，2021）、股价同步性（郭恒泰和王妍，2022）、股价崩盘风险（马慧和陈胜蓝，2022）、全要素生产率（赵宸宇等，2021）、企业价值（黄大禹等，2021）、专业化分工（袁淳等，2021）、盈余管理（罗进辉和巫奕龙，2021）、税收规避行为（王守海等，2022）、会计信息可比性（聂兴凯等，2022）、分析师预测（Chen等，2022；王瑶等，2023）等的影响。然而，我国的资本市场正处于转型期，存在信息不透明、监管力度不足等治理问题，这在客观上为管理层借助语言特征进行策略性披露提供了温床，导致企业文本信息披露问题日益严重（Lo等，2017；王克敏等，2018；刘会芹和施先旺，2022）。企业管理层有强烈动机运用晦涩难懂、表意似是而非的词汇来进行策略性披露，以降低年报的可读性，干扰投资者的决策行为（李春涛等，2020）。尤其是在中国资本市场，存在大量欠缺财务知识的散户型投资者，他们可能更容易受到年报可读性的影响。但鲜有研究关注企业数字化转型与年报可读性之间的关系，这就为本文的选题提供了机会。

数字化技术的广泛应用有益于增加对外推送的信息总量（吴非等，2021）、拓展资本市场主体的监督渠道（祁怀锦等，2020），改善公司治理（祁怀锦等，2020；王守海等，2022），抑制管理层信息操纵行为（罗

作者简介 高延歌：成都大学商学院，讲师，管理学博士。

进辉和巫奕龙,2021;聂兴凯等,2022;王守海等,2022;王瑶等,2023)。但不可否认的是,数字化技术也可能会带来信息冗余、信息过载(Lateef和Omotayo,2019)和系列风险(杨德明等,2020),从而对企业的信息质量产生负面效应。那么,对于企业年报可读性来说,数字化转型究竟是利还是弊?如果是利,其中的作用机制是什么?两者之间的关系又是否会受到微观企业特征、中观行业特征和宏观环境特征的异质性影响?目前尚未研究对这些问题做出明确回答。基于此,本文以2013–2020年沪深A股上市公司为研究样本,基于Python文本挖掘技术获取企业数字化转型和年报可读性基础性数据以构建相应指标,系统探讨企业数字化转型对年报可读性的影响以及作用机制,以期对上述问题找到合理答案。实证结果显示,企业数字化转型能够显著改善公司年报可读性的质量。作用机制检验发现,企业数字化转型能够通过改善公司内部外部治理环境进而提高年报可读性。异质性分析结果表明,数字化转型对国有属性、管制行业和经济政策不确定性低的企业年报可读性产生了更为显著的提升作用。

本文的主要贡献体现在如下方面:第一,目前,学术界主要聚焦于数字化转型对企业市场表现、企业价值、公司治理以及数字信息披露质量等方面的影响,少有研究关注数字化转型对企业文本信息披露质量的影响。与本主题最相似的是王海芳等(2022)围绕数字化转型与年报可读性之间关系进行的研究。本文与王海芳等(2022)的研究无论从理论逻辑和指标构建方面均存在较大的区别,王海芳等(2022)的研究从理论推演上仅关注到了数字化转型对企业年报可读性所产生积极影响的逻辑链条,未发掘和探讨数字化转型对年报可读性可能产生负面影响的理论逻辑。而本文不仅从理论逻辑上推演了数字化转型对企业年报可读性所产生的积极影响,还理论推演了数字化转型对企业年报可读性可能产生的负面影响,扩展了相关问题的理论研究外延。此外,本文对于数字化转型和年报可读性指标的构建方法均与王海芳等(2022)的做法存在差异。第二,已有文献聚焦于企业治理机制和高管特征视角探讨企业年报可读性的影响因素,但对于数字技术对企业年报可读性的影响研究仍存深入挖掘空间。本文基于上市公司存在的文本信息披露问题的现实,以年报可读性为切入点,构建“数字化转型对企业年报文本信息披露质量”的影响理论模型,拓展了和深化了年报可读性影响因素的相关研究。第三,本文探讨了企业数字化转型对年报可读性产生提升作用的机制,基于公司内部治理水平两个层面,明晰了数字化转型通过提升公司内部治理水平和增强外部分析师监督力度作用于企业年报可读性水平提升的传导路径。第四,不同于现有相关研究,本文分别基于企业微观、中观和宏观环境特征视角,从企业产权性质、行业管制和经济政策不确定性方面,考察了企业数字化转型在不同情境下对年报可读性的差异影响,从而为企业运用数字技术改善信息环境和信息质量提供有益的经验证据和政策建议。

二、理论分析与假设提出

我国资本市场起步较晚,文本信息披露的规范性和标准化尚处于起步阶段。在强调圆式思维的汉语文化中,管理层作为企业信息编制与披露者,文本信息往往要比数字信息具有更大的自由操纵性(赵璨等,2020)和更低的盈余管理行为被发现的概率(孙健等,2016),这就使得管理者有强烈动机利用强隐蔽性和低成本的文本信息操纵方式来掩盖不利或模糊信息(逯东等,2020),从而降低企业年报可读性。已有研究指出,数字化技术的广泛应用具有双面性,一方面有益于增加对外推送的信息总量(吴非等,2021)、拓展资本市场主体的监督渠道(祁怀锦等,2020),改善公司内部治理(祁怀锦等,2020;王守海等,2022),从而抑制管理层信息操纵的机会主义行为(罗进辉和巫奕龙,2021;聂兴凯等,2022;王守海等,2022;王瑶等,2023),称之为“治理效应”。另一方面,数字化技术也可能会带来信息过载、冗余和系列风险的负面效应(Lateef和Omotayo,2019;杨德明等,2020),从而干扰投资者决策行为,称之为“噪音效应”。因此,本文分别从企业数字化转型的“治理效应”和“噪音效应”两大假说来深入剖析其对年报可读

性的影响。

(一)“治理效应”假说

基于已有的研究成果,本文认为,企业数字化转型从企业内外部两个层面对年报可读性产生了治理效应。

从企业内部治理层面来看,数字化转型对公司内部治理环境的改善能够直接提升年报可读性。信息模糊(Obfuscation)假说认为,年报可读性主要归因于管理层个人机会主义行为,当企业业绩变得糟糕时、有强烈的盈余操纵动机或避免市场负面反应影响股价等其他自利原因时,管理层会蓄意进行利用晦涩难懂、逻辑复杂的语句表述文本信息,造成年报可读性的下降,以实现隐藏或模糊负面信息的目的。诸多研究也支持管理者模糊假说并指出,文本信息操纵是管理层进行盈余管理的结果(Li, 2008; Lo 等, 2017; 王克敏等, 2018; Arora 和 Chauhan, 2021)。尽管在公司治理结构中设置了监事会和独立董事的双重监督机制,但均因缺乏实权而无法真正实施有效监督(毛志宏和李丽, 2022)。数字化转型作为企业发展的新动能(吴非等, 2021),数字化转型战略的实施可以促进企业内部信息的整合与传递(戚聿东和肖旭, 2020),改善企业内部治理(祁怀锦等, 2020; 王守海等, 2022),进而有助于减少管理层进行盈余操控的空间。首先,企业实施数字化转型后,数字技术的广泛运用可以将内外部海量、非标准化、非结构化的数据转换为结构化、标准化信息(吴非等, 2021),实现企业内部各部门间的信息解读和共享,打破企业内部的“部门墙”,消除“信息孤岛”(张钦成和杨明增, 2022),改善企业内部治理环境,使得企业员工和监督部门更易识别出管理层在信息披露过程中的私利行为,压缩管理层的自由裁量空间(罗进辉和巫奕龙, 2021; 聂兴凯等, 2022; 王守海等, 2022; 王瑶等, 2023)。其次,数字化技术将会对企业内部的组织结构进行颠覆性的重构,使企业组织结构变得更加扁平化和网络化,管理层对经营活动的权限被弱化(戚聿东和肖旭, 2020),企业内部监督主体对管理层的影响力将增强,管理层的操控能力被进一步限制,从而保证了信息质量。最后,数字化转型赋能企业经营的各个环节,打破原有经营管理模式(王守海等, 2022),促进企业经营全过程的转型升级,提高企业的经营效率(赵宸宇等, 2021)和盈利能力(黄大禹等, 2022),从而改善公司经营业绩(罗进辉和巫奕龙, 2021),弱化管理层利用信息操纵隐藏糟糕业绩或寻租的动机。此时,作为隐瞒不良业绩、盈余操纵行为的年报文本信息的模糊化和复杂性程度也会随之降低,即年报可读性得以提升。

从企业外部治理层面来看,数字化转型所引起的市场关注度能够间接提升年报可读性。十八大以来,数字经济上升为国家层面的重要战略,数字化转型作为推动企业发展和产业转型升级的重要抓手,企业实施数字化转型会向资本市场释放企业积极响应国家战略的信号,从而会受到资本市场参与者如分析师的更多关注,强化分析师对企业的监督力度,更易识别出企业的信息操控,这就自然而然地形成一种无形压力,迫使管理层在外部监督下约束自身的“言行举止”(Yermack 等, 2017; 王守海等, 2022)。此外,对上市公司关注程度的增加会产生传染效应,会同时增强投资者、媒体等其他外部监督主体对该公司的关注程度(于忠泊等, 2011)。因此,随着分析师关注度的增加,企业的信息透明度也会随之增加(刘维奇和武翰章, 2021),减少管理层操纵信息的机会,从而提升年报可读性。

基于以上理论分析,本文提出以下假设:

H1a: “治理效应”假说下,企业数字化转型显著提升了年报可读性。

(二)“噪音效应”假说

企业数字化转型也可能存在悖论,即数字化转型发挥噪音效应进而降低年报可读性。本文认为,数字化转型所带来的信息冗余、信息过载以及系列风险,可能会降低年报可读性。

从信息冗余和过载方面来看,数字化使企业信息呈指数级增长的同时,也带来了信息冗余、信息过载问题。基于有限注意力假说,注意力是一种稀缺资源,个体的注意力是有限的,不能将同等的时间和

精力投入到任何事情上(Kahneman, 1973)。当面对多信息任务刺激时个体对每个任务的注意力是有限的,注意力的分散必然会导致信息处理效率的降低(Kahneman, 1973)。此外,由于能力的限制,过多的信息供给会导致个体分心(Hirshleifer 等, 2009)。“信息过载”对信息使用者的信息解读能力提出挑战,使用者需要在海量的信息集中解读出决策有用的信息,产生投资者严重的注意力分散效应,这就给管理层利用文本信息进行机会主义行动提供了可乘之机。尤其是在中国资本市场,存在大量欠缺财务知识的散户型投资者,他们可能更容易受到“信息过载”的噪音干扰。

从企业风险方面来看,企业数字化转型需要组织变革和战略变革,打破原有经营管理模式(王守海等, 2022),这会给企业带来战略、运营和财务等系列风险(杨德明等, 2020)。那么,管理者在这些系列风险的压力下,会有强烈动机去利用盈余管理向外界释放公司“好”的信号(翟华云和李倩茹, 2022)。此时,作为配合管理者盈余管理手段的年报可读性的质量也会随之变差。因此,本文进一步提出以下假设:

H1b: “噪音效应”假说下,企业数字化转型显著降低了年报可读性。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以 2013–2020 年沪深 A 股上市公司为样本,将 2013 年设定为样本期间的起点是因为公司借助数字技术创造价值活动主要发生在 2013 年之后(马化腾等, 2015)以及 2013 年工业和信息化部正式发布《信息化和工业化深度融合专项行动计划(2013–2018 年)》,由此加快了中国企业数字化转型的步伐。然后按如下标准对数据进行筛选与整理:(1)对于 ST、*ST 企业样本作剔除处理;(2)由于金融行业公司的财务数据比较特殊,本文作剔除处理;(3)剔除上市不足一年的公司样本;(4)剔除相关实证变量出现缺失值的公司样本。通过以上对数据的处理后,最终获得一份非平衡的面板数据共 20669 个公司–年度观测值。为了避免异常数据对研究结论的干扰,对所有连续变量做上下 1% 水平的缩尾(winsorize)处理,并采用稳健标准误缓解异方差问题。

企业数字化转型和年报可读性涉及到的年报数据均是利用 Python 软件从巨潮资讯网下载年报并对其文本信息进行提取和分析后获取。接下来,首先使用 Python 软件从巨潮资讯网站下载 2013–2020 年沪深 A 股上市公司年报,然后解析 pdf 版年报,提取内容并将其转换为 txt 格式,然后利用 Python 中的 Jieba 库对文本进行基本的分词和词频统计。本文使用 Python3.7 进行企业数字化转型和年报可读性的计算。实证过程中用到的其他公司治理和财务数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义

1. 企业数字化转型

本文参考吴非等(2021)等做法,采用文本分析法从上市公司年报中涉及企业数字化转型的词频来刻画企业数字化转型程度。具体地,首先,对人工智能、大数据、云计算、区块链和数字技术运用五个维度 76 个数字化相关词频进行统计;然后,计算数字化转型的关键词词频总和;最后,在计算出总和的基础上加 1 后取对数来测度企业数字化转型。

2. 年报可读性

如何对年报可读性进行度量,学术界提出了诸多不同的方法。本文则借鉴王克敏等(2018)、王治等(2020)的做法,选取常用字密度、专业术语密度、平均句长和逆接成分密度等四个指标所构建的综合测量指标来作为年报可读性的替代变量。

年报可读性的四个衡量指标为:1、常用字密度。依据《现代汉语常用字表》筛选出年报文本中的所

有常用字,将常用字占年报总字数的比例定义为常用字密度。常用字密度越高,年报可读性越强。2、专业术语密度。基于《灵格斯汉英会计词典》(2008)统计年报中出现的会计金融专业术语占年报总字数的比例,将其作为专业词汇密度指标。专业词汇占比越大,对阅读者个人知识和技能的要求越高,理解难度越大。而专业词汇出现的比例越低,即专业词汇密度越低,年报可读性越强。3、平均句长。统计年报中表示句尾的标点符号数量(包括句号、问号和感叹号)和年报总字数,以此计算每句话的平均含字量,即平均句长。年报平均句长越短,年报可读性越强。4、逆密接成分密度。用年报中包含的逆接成分(虽然、但是、而等)占年报总字数的比例作为逆接成分密度指标。逆接成分密度越低,年报文本逻辑关系越简单易懂,年报可读性越强。由于常用字密度与可读性水平呈正相关,专业术语密度、平均句长、逆密接成分密度与可读性水平呈负相关,需要将以上四个指标进行同向化、归一化处理,处理后取值范围在[0, 1]之间,最后将处理后的4项指标相加构建可读性综合测量指标Read。Read数值越大,表示年报可读性越差,反之则越好。

3.控制变量

参考逯东等(2020)、丁亚楠和王建新(2022)的做法,本文控制了有关公司财务及公司治理特征等方面的变量:公司规模(*Size*);资产负债率(*Lev*);董事会规模(*Board*);独立董事比例(*Indep*);管理层持股(*MS*);两职合一(*Dual*);股权集中度(*Top1*);四大审计(*Big4*);净资产收益率(*ROE*);是否亏损(*Loss*);产权性质(*SOE*);企业的成长性即营业收入增长率(*Growth*);上市年龄(*Lisage*);内部控制质量(*lnicq*)。其他控制变量:为控制上市公司所在年份和所处行业的影响,本文还控制了年度虚拟变量(*Year*)和行业虚拟变量(*Ind*)。此外,除了制造业采用二级行业分类标准外,行业分类均采用证监会一级行业分类标准。具体变量定义见表1。

表1 主要变量定义

变量性质	变量名称	符号	具体定义
被解释变量	年报可读性	<i>Read</i>	常用字密度、专业术语密度、平均句长和逆接成分密度等四个指标所构建的综合测量指标
解释变量	数字化转型	<i>DIG</i>	数字化相关词频数+1取自然对数
控制变量	公司规模	<i>lnsize</i>	年末总资产额的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会总人数
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会总人数
	管理层持股	<i>MS</i>	管理层持股总数/总股数
	两职合一	<i>Dual</i>	虚拟变量,总经理和董事长为同一人,记为1,否则为0
	四大审计	<i>Big4</i>	虚拟变量,样本公司由四大会计师事务所审计,记为1,否为0
	净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润/年末股东权益
	上市年龄	<i>Lisage</i>	公司当前年份-上市年份
	是否亏损	<i>Loss</i>	虚拟变量,企业发生亏损,记为1,否则为0

变量性质	变量名称	符号	具体定义
产权性质	<i>SOE</i>		虚拟变量,企业为国有企业,记为1,否则为0
企业成长性	<i>Growth</i>		(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
内部控制质量	<i>lnicq</i>		内部控制指数取自然对数
行业	<i>Ind</i>		行业虚拟变量
年度	<i>Year</i>		年份虚拟变量

(三)模型设定

为考察企业数字化转型对年报可读性的影响,本文构建如下 OLS 回归模型。

$$Read_{i,t} = a_0 + a_1 DIG_{i,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Read_{i,t}$ 表示企业年报可读性, $DIG_{i,t}$ 表示数字化转型。由于年报可读性 $Read$ 指标是一个负向指标,该指标值越大,代表年报的可读性越差。如果模型(1)中回归系数 a_1 显著为负,则表明数字化转型发挥了“治理效应”,即提高年报可读性,H1a成立;如果模型(1)中回归系数 a_1 显著为正,则表明数字化转型产生了“噪音效应”,即降低年报可读性,H1b成立。

四、实证结果分析

(一)描述性统计分析

相关变量的描述性统计结果展示于表2。具体为,年报可读性 $Read$ 的均值为1.5830,标准差为0.0958,中位数为1.5792,表明我国上市公司年报可读性水平整体较低且差距较大。企业数字化转型 DIG 的均值为0.0148,中位数为0.0110,说明样本公司整体上处于数字化转型的初步探索阶段。控制变量方面:与先前文献相比,各控制变量总体分布均在合理的范围之内。

为了观测样本公司数字化转型程度随时间变化的发展趋势,本文基于年份,绘制企业数字化转型程度的时间趋势图,如图1。由图1可见,2013至2020年间样本公司的数字化转型程度呈不断提高的态势,尤其是在2013-2017年间,企业数字化转型程度得到快速提升,这可能是企业积极响应了2013年工业和信息化部正式发布的2013-2018年两化融合专项行动计划,从而加快了企业数字化转型的步伐。

表2 主要变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Read</i>	21131	1.5830	0.0958	1.3351	1.5792	1.8337
<i>DIG</i>	21131	0.0148	0.0141	0.0000	0.0110	0.0499
<i>lnsize</i>	21131	22.2346	1.3188	15.5773	22.0687	28.5427
<i>Lev</i>	21131	0.4263	0.2063	0.0503	0.4154	1.0277
<i>Board</i>	21131	8.4952	1.6688	3.0000	9.0000	18.0000
<i>Indep</i>	21131	37.6028	5.3482	30.7700	36.3600	57.1400
<i>Top1</i>	21131	33.6546	14.6399	8.7869	31.3074	74.9648

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>ROE</i>	21131	0.0584	0.1417	-0.7283	0.0684	0.4194
<i>Growth</i>	21131	0.1729	0.4808	-0.6388	0.0954	3.3481
<i>MS</i>	21131	13.3470	19.2569	0.0000	0.7463	70.9658
<i>SOE</i>	20669	0.3428	0.4747	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Loss</i>	21131	0.1088	0.3114	0.0000	0.0000	1.0000
<i>lnicq</i>	21131	6.1822	1.3409	0.0000	6.4913	6.7917
<i>Big4</i>	21131	0.0545	0.2269	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Dual</i>	21131	0.2820	0.4500	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Lisage</i>	21131	2.2159	0.7563	0.6931	2.3026	3.4340

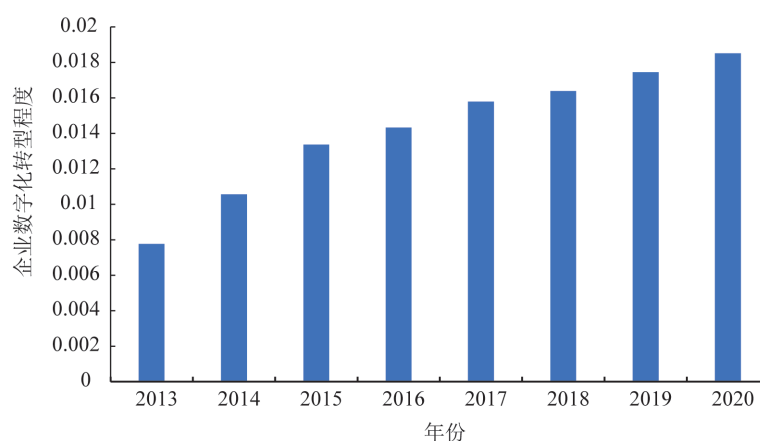


图1 企业数字化转型程度的时间趋势

(二)相关性分析

表3报告了主要变量的Pearson相关性分析结果。结果表明,DIG(企业数字化转型)与*Read*(年报可读性)之间的相关系数在5%的水平下显著负相关,说明企业数字化转型能够显著改善年报可读性,初步证明了H1a。此外,其他相关变量间的相关系数均小于0.5,意味着各相关变量间未表现出严重的多重共线性问题。

表3 相关性分析

	<i>Read</i>	<i>DIG</i>	<i>lnsize</i>	<i>Lev</i>	<i>Board</i>	<i>Indep</i>	<i>Top1</i>	<i>ROE</i>	<i>Growth</i>	<i>MS</i>	<i>SOE</i>	<i>Loss</i>	<i>lnicq</i>	<i>Big4</i>	<i>Dual</i>	<i>Lisage</i>
<i>Read</i>	1															
<i>DIG</i>	-0.108**	1														
<i>lnsize</i>	-0.192**	0.035**	1													
<i>Lev</i>	-0.088**	-0.058**	0.485**	1												

	<i>Read</i>	<i>DIG</i>	<i>lnsize</i>	<i>Lev</i>	<i>Board</i>	<i>Indep</i>	<i>Top1</i>	<i>ROE</i>	<i>Growth</i>	<i>MS</i>	<i>SOE</i>	<i>Loss</i>	<i>lnicq</i>	<i>Big4</i>	<i>Dual</i>	<i>Lisage</i>
<i>Board</i>	-0.114**	-0.072**	0.284**	0.145**	1											
<i>Indep</i>	0.036**	0.067**	-0.025**	-0.011	-0.525**	1										
<i>Top1</i>	-0.006	-0.089**	0.214**	0.048**	0.032**	0.036**	1									
<i>ROE</i>	-0.028**	0.020**	0.117**	-0.208**	0.037**	-0.022**	0.133**	1								
<i>Growth</i>	-0.021**	0.043**	0.030**	0.022**	-0.026**	0.004	-0.013	0.250**	1							
<i>MS</i>	-0.010	0.113**	-0.324**	-0.292**	-0.199**	0.079**	-0.085**	0.090**	0.057**	1						
<i>SOE</i>	-0.003	-0.137**	0.355**	0.265**	0.290**	-0.077**	0.210**	-0.029**	-0.072**	-0.473**	1					
<i>Loss</i>	0.028**	-0.012	-0.083**	0.185**	-0.035**	0.024**	-0.100**	-0.697**	-0.178**	-0.080**	0.007	1				
<i>lnicq</i>	-0.026**	0.043**	0.069**	-0.146**	0.007	0.004	0.081**	0.296**	0.021**	0.091**	-0.007	-0.267**	1			
<i>Big4</i>	-0.107**	-0.006	0.340**	0.102**	0.094**	0.020**	0.142**	0.068**	-0.016*	-0.121**	0.132**	-0.044**	0.037**	1		
<i>Dual</i>	0.021**	0.103**	-0.176**	-0.113**	-0.186**	0.120**	-0.043**	0.003	0.026**	0.247**	-0.295**	0.002	0.018**	-0.063**	1	
<i>Lisage</i>	0.014*	-0.074**	0.400**	0.346**	0.184**	-0.047**	-0.062**	-0.106**	-0.047**	-0.584**	0.472**	0.108**	-0.134**	0.109**	-0.249**	1

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下显著。

(三)多元回归分析

为了验证研究假设,本文对模型(1)进行回归。企业数字化转型与年报可读性的实证结果汇报于表 4。其中,列(1)为不加入一系列可能影响年报可读性的控制变量时企业数字化转型(*DIG*)和年报可读性(*Read*)的基准回归结果,*DIG*的回归系数为-1.1856,在 1% 水平下显著。就经济意义而言,*DIG*(0.0141)每增加一个标准差,年报可读性的提升幅度相当于样本标准差的 17.45%。列(2)为加入了一系列控制变量后的回归结果,*DIG*的回归系数为-0.8436,在 1% 水平下显著。就经济意义而言,*DIG*(0.0141)每增加一个标准差,年报可读性的提升幅度相当于样本标准差的 12.42%。由此可见,无论是从统计意义上还是经济意义上来讲,企业数字化转型均与年报可读性之间有着显著的正向关系。该实证结果与 H1a 的理论分析相一致,即企业数字化转型可以改善企业内外部治理环境来抑制管理层信息操纵行为,从而显著提升年报可读性。

表 4 企业数字化转型与年报可读性

变量	(1) <i>Read</i>	(2) <i>Read</i>
<i>DIG</i>	-1.1856*** (-19.4790)	-0.8436*** (-13.8314)
<i>lnsize</i>		-0.0147*** (-20.0396)
<i>Lev</i>		-0.0253*** (-6.2371)

变量	(1) <i>Read</i>	(2) <i>Read</i>
<i>Board</i>		-0.0048*** (-9.6562)
<i>Indep</i>		-0.0000 (-0.0497)
<i>Top1</i>		0.0002*** (3.4846)
<i>ROE</i>		0.0120* (1.7863)
<i>Growth</i>		0.0011 (0.8163)
<i>MS</i>		-0.0002*** (-3.4896)
<i>SOE</i>		0.0089*** (5.0454)
<i>Loss</i>		0.0037 (1.2830)
<i>lnicq</i>		-0.0001 (-0.1711)
<i>Big4</i>		-0.0237*** (-7.0992)
<i>Dual</i>		0.0030* (1.9525)
<i>Lisage</i>		0.0081*** (6.7675)
_cons	1.5911*** (468.3683)	1.8713*** (129.0293)
Year fe	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes
N	21131	20669
r2	0.0658	0.1177

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 分别表示在 1%，5%，10% 水平下显著。

(四)内生性和稳健性检验

1.个体固定效应模型

为了排除公司不可观测的不随时间变化的遗漏变量内生性影响,本文运用控制个体的固定效应模型对主回归进行重新检验。表5列(1)显示,*DIG*的回归系数在1%水平下显著为负,仍然支持假设H1a。

2.更换企业数字化转型指标

本文进一步采取两种替代方法来进行企业数字化转型指标的衡量。第一,参考赵宸宇等(2021)的做法,对数字技术应用、互联网商业模式、智能制造、现代信息系统四个维度99个数字化相关词频进行统计,在此基础上,对相关词频+1后做对数化处理即*DIG0*。第二,考虑到企业可能是因涉及了数字化业务而导致年报文本中有这些词频,本文又将主回归分析中使用的数字化转型数值减去行业年度数字化转型数值的均值后,即*DIG1*以更好地捕捉企业数字化转型的程度。对模型(1)进行再次回归,表5列(2)和(3)分别对应的两种方法下的回归结果,*DIG0*的回归系数为-1.5083,*DIG1*的回归系数为-0.7893,并均在1%水平下显著,意味着本文结论具有较强的稳健性。

3.企业数字化转型滞后一期

由于企业实施数字化转型与企业原有的运营和治理模式之间形成配合需要时间以及数字化转型影响到企业年报可读性也需要时间,因此企业数字化转型对企业年报可读性的改善效果可能存在一定的滞后性。本文将对企业数字化转型变量采用上期数据进行重新回归以再次检验假设1,该方法也在一定程度上缓解了反向因果关系带来的内生性问题。结果如表5列(4)所示,滞后一期的企业数字化转型(*LDIG*)的回归系数为-0.7783,且在1%水平下显著,表明企业数字化转型对企业年报可读性产生显著的提升作用,进一步支持了本文的结论。

4.剔除高科技行业样本

鉴于企业数字化转型受行业属性的影响较大(李春涛等,2020),高科技企业数字化基础设施水平往往较高,可能会影响结论的普遍性。因此,本文将剔除高科技企业样本后对回归模型(1)重新进行检验。结果如表5列(5)所示,在剔除了高科技行业样本后,企业数字化转型(*DIG*)的回归系数为-0.8761,且在1%水平下显著,进一步支持了本文的结论。

表5 个体固定效应、更换数字化转型指标、数字化转型滞后一期和剔除高科技行业

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Read</i>	<i>Read</i>	<i>Read</i>	<i>Read</i>	<i>Read</i>
<i>DIG</i>	-0.4614*** (-5.3439)				-0.8761*** (-11.2331)
<i>DIG0</i>		-1.5083*** (-21.9553)			
<i>DIG1</i>			-0.7893*** (-12.2783)		
<i>LDIG</i>				-0.7783*** (-11.8930)	
<i>lnsize</i>	-0.0159*** (-7.2006)	-0.0130*** (-17.6509)	-0.0152*** (-21.6978)	-0.0146*** (-19.1032)	-0.0131*** (-15.7345)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Read</i>	<i>Read</i>	<i>Read</i>	<i>Read</i>	<i>Read</i>
<i>Lev</i>	-0.0080 (-1.0715)	-0.0249*** (-6.1773)	-0.0261*** (-6.4413)	-0.0285*** (-6.7513)	-0.0274*** (-5.6854)
<i>Board</i>	-0.0043*** (-4.8771)	-0.0047*** (-9.7275)	-0.0048*** (-9.7893)	-0.0047*** (-9.3011)	-0.0049*** (-8.6521)
<i>Indep</i>	-0.0001 (-0.5242)	-0.0000 (-0.0696)	-0.0000 (-0.2453)	0.0000 (0.0927)	0.0001 (0.3244)
<i>Top1</i>	-0.0001 (-0.5592)	0.0002*** (3.3292)	0.0002*** (3.9645)	0.0002*** (3.3384)	0.0001* (1.8461)
<i>ROE</i>	0.0026 (0.4241)	0.0114* (1.7117)	0.0106 (1.5961)	0.0035 (0.5086)	-0.0028 (-0.3617)
<i>Growth</i>	0.0010 (0.8808)	0.0016 (1.1323)	0.0013 (0.9486)	0.0009 (0.5766)	0.0017 (1.0658)
<i>MS</i>	-0.0003** (-2.4301)	-0.0001*** (-2.6247)	-0.0001*** (-3.3177)	-0.0002*** (-3.1940)	-0.0002*** (-3.1653)
<i>SOE</i>	-0.0005 (-0.0879)	0.0098*** (5.6718)	0.0071*** (3.9548)	0.0071*** (3.9262)	0.0052** (2.4930)
<i>Loss</i>	-0.0014 (-0.6582)	0.0029 (1.0143)	0.0036 (1.2604)	0.0030 (1.0290)	0.0029 (0.8338)
<i>Inicq</i>	0.0009 (1.6092)	0.0004 (0.6890)	0.0000 (0.0822)	0.0002 (0.3127)	-0.0001 (-0.2102)
<i>Big4</i>	-0.0111 (-1.2146)	-0.0247*** (-7.4146)	-0.0239*** (-7.9050)	-0.0245*** (-6.9962)	-0.0301*** (-8.9598)
<i>Dual</i>	0.0021 (0.9871)	0.0032** (2.1280)	0.0028* (1.8401)	0.0021 (1.3004)	0.0023 (1.2090)
<i>Lisage</i>	0.0060 (1.4182)	0.0063*** (5.2781)	0.0012*** (9.9564)	0.0131*** (9.2518)	0.0009*** (6.1139)
_cons	1.9846*** (33.8977)	1.8657*** (129.5056)	1.8925*** (28.9192)	1.8663*** (123.1691)	1.8554*** (28.1640)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20669	20669	20614	18814	14142
r2	0.0707	0.1301	0.1185	0.1216	0.1339

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 分别表示在 1%，5%，10% 水平下显著。

4. 工具变量法

上市公司数字化转型可能具有内生的性质,这就可能会因遗漏变量使得其对年报可读性的影响出现偏误,影响研究结论的可靠性。因此,本文参考张国胜和杜鹏飞(2022)的做法,选取的工具变量为企业数字化转型的同地区同行业均值(*Party_m*)作为工具变量,采用两阶段回归法来缓解该偏差。首先,企业经营发展受环境和文化遵从的较大影响,同地区同行业的企业之间不可避免地会相互观察和模仿组织结构和战略,如果同地区同行业其他企业引入数字化转型战略,会影响该企业自身的公司组织结构调整行为。因此,同地区同行业数字化转型程度与企业自身的数字化转型程度高度相关,符合工具变量的相关性要求。其次,该企业的年报可读性不容易受到同地区同行业其他企业数字化转型程度的影响,在计算同地区同行业企业数字化转型程度时,企业自身数字化转型程度不在考虑之内,这就合理满足了工具变量的外生性要求。

然后,以同地区同行业其他企业数字化转型程度的均值作为工具变量,并进行两阶段最小二乘法回归检验。表6展示了工具变量法的回归结果,由列(1)结果可见,第一阶段回归的F值为2538.926远大于10%的误差容忍临界值(16.38),通过了弱工具变量检验。第二阶段回归结果报告于列(2),结果显示,企业数字化转型与年报可读性之间的回归系数为-0.8905,且在1%水平下显著。该结果可以看出,考虑由于遗漏变量带来的内生性问题后,企业数字化转型仍然显著提升年报可读性,表明本文的结论具有稳健性。

表6 工具变量法

变量	(1) <i>DIG</i>	(2) <i>Read</i>
<i>DIG_mean</i>	0.7733*** (52.1326)	
<i>DIG</i>		-0.8905*** (-4.8798)
<i>lnsize</i>	0.0016*** (20.9673)	-0.0146*** (-18.1753)
<i>Lev</i>	-0.0012*** (-2.7795)	-0.0256*** (-6.2958)
<i>Board</i>	0.0000 (0.6966)	-0.0048*** (-9.6826)
<i>Indep</i>	0.0000 (1.3847)	-0.0000 (-0.0903)
<i>Top1</i>	-0.0000* (-1.8278)	0.0002*** (3.5032)
<i>ROE</i>	0.0007 (0.8940)	0.0121* (1.8070)

变量	(1)	(2)
	<i>DIG</i>	<i>Read</i>
<i>Growth</i>	0.0008*** (4.8326)	0.0013 (0.9007)
<i>MS</i>	0.0000 (1.2444)	-0.0002*** (-3.5914)
<i>SOE</i>	-0.0019*** (-10.3236)	0.0087*** (4.8589)
<i>Loss</i>	0.0006* (1.9193)	0.0037 (1.2882)
<i>lnicq</i>	0.0002*** (2.9499)	-0.0000 (-0.0717)
<i>Big4</i>	-0.0009*** (-2.8460)	-0.0237*** (-7.1157)
<i>Dual</i>	0.0005*** (2.6620)	0.0030** (1.9699)
<i>Lisage</i>	0.0006*** (4.2687)	0.0082*** (6.7965)
_cons	-0.0306*** (-10.0316)	1.9703*** (107.7678)
Year fe	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes
F 统计值	2538.926	
N	20614	20614
r2	0.5230	0.1180

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下显著。

5. Heckman 两阶段

企业可能是为了积极响应国家数字经济战略而做出数字化转型战略,因此,企业实施数字化转型具有较强的自选择问题,为了消除样本自选择带来的内生性问题,本文借鉴周冬华和万贻健(2023)的做法,采用 Heckman 两阶段处理效应模型进行检验。首先,在第一阶段中,被解释变量为企业是否进行数字化转型的虚拟变量 *DIG_dummy*,其中,当企业年报中数字化转型词频占比大于 0 时, *DIG_dummy* 取 1, 否则取 0,并对 *DIG_dummy* 进行 Probit 回归,计算出逆米尔斯比率(IMR);其次,在第二阶段中,将逆米尔斯比率(IMR)作为控制变量加入模型(1)中重新进行回归估计。表 7 汇报了 Heckman 两阶段检验结果。

IMR 的回归系数为 0.0192, 在 5% 水平下显著, 数字化转型 (*DIG*) 的回归系数 (−0.8487) 在 1% 水平下负显著, 结果表明, 在缓解了样本自选择问题后, 本文的主要结果保持不变。

表 7 Heckman 两阶段

变量	(1) <i>DIG_dummy</i>	(2) <i>Read</i>
<i>DIG</i>		−0.8487*** (−13.9032)
<i>Insize</i>	0.1949*** (17.2323)	−0.0129*** (−12.4503)
<i>Lev</i>	−0.0267 (−0.4115)	−0.0259*** (−6.3653)
<i>Board</i>	0.0078 (0.9794)	−0.0047*** (−9.4176)
<i>Indep</i>	0.0034 (1.4437)	0.0000 (0.1411)
<i>Top1</i>	0.0010 (1.2310)	0.0002*** (3.7321)
<i>ROE</i>	0.3298*** (3.0553)	0.0148** (2.1797)
<i>Growth</i>	0.0289 (1.3160)	0.0014 (0.9932)
<i>MS</i>	0.0016** (2.3136)	−0.0001*** (−3.0982)
<i>SOE</i>	−0.1653*** (−5.8771)	0.0073*** (3.9161)
<i>Loss</i>	0.0179 (0.3952)	0.0037 (1.3062)
<i>lnicq</i>	0.0107 (1.3525)	0.0000 (0.0261)
<i>Big4</i>	−0.0539 (−1.1040)	−0.0239*** (−7.1518)

变量	(1) <i>DIG_dummy</i>	(2) <i>Read</i>
<i>Dual</i>	0.0488** (1.9749)	0.0034** (2.2243)
<i>Lisage</i>	0.0336* (1.7399)	0.0084*** (6.9447)
<i>IMR</i>		0.0192** (2.4133)
_cons	-3.8038*** (-13.8497)	1.9394*** (49.3613)
Year fe	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes
N	20640	20640
r2	0.2141	0.1157

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下显著。

6. 多期双重差分 DID 检验

企业数字化转型是在国家数字经济战略的宏观背景下所逐步推进的过程,同时,考虑到某些未观测变量可能会同时影响企业数字化转型和年报可读性,存在遗漏变量导致的内生性问题。本文参考吴非等(2021)的研究,采用多期双重差分 DID 模型即模型(2)消除遗漏变量和时间趋势所带来的内生性问题。具体操作为,如果企业在样本期间实施了数字化转型,则设定为处理组, $Treat$ 取值为 1;如果企业在样本期间从未实施过数字化转型,则为控制组, $Treat$ 取值为 0。 $After$ 用以区分公司进行数字化转型时间的虚拟变量,如果企业当期开始进行数字化转型及以后的年度样本赋值 $After=1$, 当期开始数字化转型之前的年度样本赋值 $After=0$ 。表 8 列(1)的结果表明,处理效应 $Treat_After$ 与年报可读性的回归系数在 1% 水平下显著为负,说明企业进行数字化转型会提高年报可读性。

$$Read_{i,t} = a_0 + a_1 Treat_After_{i,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

7. 倾向得分匹配(PSM)法

企业数字化转型和年报可读性可能会同时受到企业某些特征的影响,从而出现样本偏差对本文结论产生影响的内生性问题。为了解决此问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)。具体操作为,首先,依据企业数字化转型程度的中位数理将样本分为实验组和控制组。将数字化转型程度大于中位数的样本本公司设置为实验组,其他样本本公司设置为控制组。其次,根据产权性质(SOE)、公司规模($lnsize$)、资产负债率(Lev)、董事会规模($Board$)、股权集中度($Top1$)、管理层持股(MS)、两职兼任($Dual$)、企业上市年龄($Lisage$)、总资产收益率(ROE)、四大审计($Big4$)、独立董事比例($Indep$)、内部控制($lnicq$)等变量,进行 1:1 的邻近配对,然后通过 t 检验对匹配过程进行平衡性验证。从验证结果表 9 中可以看出,各匹配变量在匹配后的均值均未表现出明显差异,对应的标准化误差均小于 10%,证明该匹配是有效的。最后,运用模型(2)对经过匹配后所得到的 PSM 公司样本对假设 1 进行回归检验。表 8 列(2)汇报的是匹配后进行

回归的结果, *DIG* 的回归系数(-0.9160)通过了负的显著性检验。即企业数字化转型对企业年报可读性产生显著的提升作用,其结果与主回归检验结果保持一致。

表8 多期DID和PSM法

变量	(1)	(2)
	<i>Read</i>	<i>Read</i>
<i>Treat_After</i>	-0.0146*** (-9.6370)	
<i>DIG</i>		-0.9160*** (-10.8737)
<i>lnsize</i>	-0.0156*** (-21.3781)	-0.0153*** (-14.5238)
<i>Lev</i>	-0.0243*** (-5.9798)	-0.0236*** (-4.2193)
<i>Board</i>	-0.0048*** (-9.7429)	-0.0042*** (-6.1227)
<i>Indep</i>	-0.0000 (-0.1853)	0.0001 (0.6831)
<i>Top1</i>	0.0002*** (3.8395)	0.0001** (2.1138)
<i>ROE</i>	0.0127* (1.8906)	0.0120 (1.2998)
<i>Growth</i>	0.0007 (0.4811)	0.0017 (0.8989)
<i>MS</i>	-0.0002*** (-3.6022)	-0.0002*** (-3.0242)
<i>SOE</i>	0.0099*** (5.6231)	0.0102*** (4.2019)
<i>Loss</i>	0.0033 (1.1489)	0.0058 (1.4341)
<i>lnicq</i>	-0.0002 (-0.4227)	0.0001 (0.1403)

变量	(1)	(2)
	<i>Read</i>	<i>Read</i>
<i>Big4</i>	-0.0230*** (-6.8892)	-0.0154*** (-3.3752)
<i>Dual</i>	0.0025 (1.6265)	0.0030 (1.3978)
<i>Lisage</i>	0.0080*** (6.6670)	0.0067*** (4.0808)
_cons	1.8776*** (128.4055)	1.6894*** (75.5483)
Year fe	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes
N	20669	10899
r2	0.1134	0.1097

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下显著。

表9 平衡性检验

变量	Unmatched Matched	Mean		%bias	%reduct bias	<i>t-test</i>	
		Treated	Control			<i>t</i>	<i>p> t </i>
<i>SOE</i>	U	.30169	.39654	−20.0	88.2	−14.31	0.000
	M	.30231	.31354	−2.4		−1.86	0.063
<i>lnsize</i>	U	22.306	22.139	12.7	89.8	9.09	0.000
	M	22.295	22.312	−1.3		−0.96	0.335
<i>Lev</i>	U	.42283	.43159	−4.2	70.8	−3.03	0.002
	M	.42209	.41953	1.2		0.96	0.339
<i>Board</i>	U	8.4254	8.5836	−9.5	99.5	−6.78	0.000
	M	8.429	8.4282	0.0		0.04	0.972
<i>Top1</i>	U	33.54	34.718	−8.1	73.2	−5.78	0.000
	M	33.557	33.872	−2.2		−1.67	0.094

变量	Unmatched Matched	Mean		%bias	%reduct bias	<i>t-test</i>	
		Treated	Control			<i>t</i>	<i>p> t </i>
<i>MS</i>	U	14.578	11.948	13.7	94.4	9.70	0.000
	M	14.584	14.731	-0.8		-0.57	0.571
<i>Dual</i>	U	.30861	.24395	14.5	99.9	10.28	0.000
	M	.30686	.30694	-0.0		-0.01	0.989
<i>Lisage</i>	U	2.1885	2.2485	-7.9	93.1	-5.65	0.000
	M	2.187	2.1829	0.5		0.41	0.681
<i>ROE</i>	U	.06292	.05365	6.6	86.1	4.69	0.000
	M	.06263	.06392	-0.9		-0.73	0.465
<i>Big4</i>	U	.05639	.05187	2.0	5.3	1.42	0.156
	M	.05527	.05955	-1.9		-1.41	0.159
<i>Indep</i>	U	37.827	37.278	10.3	91.1	7.34	0.000
	M	37.807	37.856	-0.9		-0.69	0.490
<i>lnicq</i>	U	6.2294	6.1302	7.4	90.7	5.30	0.000
	M	6.2283	6.2375	-0.7		-0.57	0.565

五、进一步分析

(一)作用机制检验

前文的实证结果支持了企业数字化转型的“治理效应”假说,即数字化转型对企业年报可读性带来了显著改善作用,但未解答企业数字化转型是从哪条路径影响年报可读性这一问题。理论分析部分指出,一方面,企业数字化转型可以发挥“内部直接治理效应”,提升公司内部治理水平;另一方面,企业数字化转型可以发挥“外部间接治理效应”,增强企业外部监督力度,进而对年报可读性产生积极影响。为了验证上述逻辑是否成立,本文借鉴江艇(2022)的研究,该研究认为,在实证检验自变量X对因变量Y的作用机制时,仅需考察自变量X对中介变量M的影响,因此,本文将模型(1)中的被解释变量分别替换为公司治理水平和分析师关注度,重新进行回归。其中,公司治理水平(*Governance*),借鉴大多研究的做法,采用主成分分析法,选用公司治理中的激励机制(高管持股比例和高管薪酬)、监督作用(独立董事比例、董事会规模、机构持股比例、股权制衡度)以及决策权力(董事长与总经理是否两职合一)等多方面构造综合性指标来度量。

表10列示了作用机制的检验结果。其中,列(1)中*DIG*的回归系数为1.2049,在1%水平下显著,说明企业数字化转型显著提高了企业内部治理水平,压缩了管理层的自由裁量空间,从而保证了年报可读性的质量。列(2)中*DIG*的回归系数为4.5954,在1%水平下显著,说明企业数字化转型确实会引起更多分析师的关注,强化分析师对企业的监督力度,减少管理层操纵信息的机会,从而提升年报可读性。上述检验结果证实了“企业数字化转型→提升公司内外部治理水平→提高年报可读性”的作用渠道。

表 10 作用机制检验

变量	(1)	(2)
	<i>Governance</i>	<i>lnans</i>
<i>DIG</i>	1.2049*** (7.1463)	4.5954*** (7.7100)
<i>Governance</i>		
<i>lnans</i>		
<i>lnsize</i>	0.0863*** (43.7223)	0.3925*** (51.3923)
<i>Lev</i>	-0.0366*** (-3.2036)	-0.6017*** (-13.6377)
<i>Board</i>	0.2047*** (150.2486)	0.0078* (1.6723)
<i>Indep</i>	-0.0484*** (-1.2e+02)	0.0008 (0.5746)
<i>Top1</i>	0.0127*** (95.3862)	-0.0036*** (-7.4883)
<i>ROE</i>	0.3221*** (16.7137)	2.5895*** (25.4234)
<i>Growth</i>	-0.0286*** (-7.0953)	-0.0289* (-1.8484)
<i>MS</i>	-0.0257*** (-2.2e+02)	0.0025*** (5.8908)
<i>Loss</i>	0.0262*** (3.2574)	0.3117*** (9.1570)
<i>SOE</i>	0.0336*** (6.7554)	-0.1342*** (-7.2622)
<i>lnicq</i>	0.0037** (2.1083)	0.0084 (1.2038)
<i>Big4</i>	0.0903*** (10.8463)	-0.0077 (-0.2891)

变量	(1)	(2)
	<i>Governance</i>	<i>lnans</i>
<i>Dual</i>	-0.6141*** (-1.5e+02)	0.0212 (1.4358)
<i>Lisage</i>	0.0021*** (6.2940)	-0.1394*** (-11.2775)
_cons	-2.2661*** (-12.7048)	-6.3414*** (-9.6192)
Year fe	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes
N	19981	14307
r2	0.9421	0.3326

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 分别表示在1%,5%,10%水平下显著。

(二)异质性分析

1.基于企业微观特征的异质性分析

本文主要基于产权性质视角来进行企业微观特征的异质性分析。与管理者受市场约束的民营企业不同(Vining和Boardman, 1992),所有权缺位的国有企业,不仅更容易被内部人所控制,而且还难以对管理层进行有效激励和监督(黄兴李和沈维涛, 2009),这也就导致了国有企业存在更严重的信息操纵问题。因此,本文预期企业数字化转型对国有企业年报可读性的提升作用将更强。产权性质的异质性分析结果如表11列(1)所示,*DIG_SOE*的回归系数在10%水平下显著为负,即企业数字化转型对年报可读性的积极影响主要体现在国有企业中。

2.基于行业特征的异质性分析

对于始终处于市场环境中的上市公司来说,不可避免地会受到市场竞争程度的影响。在竞争激烈的行业中,资源的稀缺性会激发企业为争夺更多的信息和资源而主动提高信息披露质量的动机(曾伟强等, 2016),即激烈的市场竞争可以改善企业的信息环境,提高信息质量。因此,本文预测企业数字化转型对年报可读性的提升作用在管制行业中更为显著。为了验证上述推测,本文借鉴袁淳等(2021)的做法,将样本划分为管制行业和竞争行业。表11列(2)报告了检验结果,*DIG_SUR*的回归系数为-0.3380,在10%水平下显著。该结果表明,较之于竞争行业,企业数字化转型对企业年报可读性的改善效果主要体现在管制行业中。

3.基于外部宏观环境特征的异质性分析

对于正处于由经济高速增长向高质量发展转变的中国来说,所面临的风险和挑战明显增多,经济发展存在着较大的不稳定不确定因素。为应对风险和挑战所带来的经济下行压力,国家不断进行宏观经济政策的改革与创新,经济政策的不确定性显著增加(陈德球和陈云森, 2018),这不仅直接影响宏观经济运行的效率和效果,而且也会通过资本市场机制传导至微观企业,并对企业的经营和决策产生重大影响。经济政策的频繁变动会使企业的经营环境变得复杂多变、难以预测,增加公司经营业绩剧烈波动的风险,从而加大管理层的信息操纵动机(丁亚楠和王建新, 2022)。数字技术在企业的广泛应用能够提高

企业在不确定性环境下的耐受能力和组织韧性(罗进辉和巫奕龙,2021),管理层面临的业绩压力较小,从而会很大程度上弱化管理层信息操纵的动机。故本文预测企业数字化转型对年报可读性的改善作用在经济政策不确定性低的上市公司中更显著。

本文参考丁亚楠和王建新(2021)的做法,采用Baker等(2016)基于《南华早报》(South China Morning Post)这一新闻报道检索平台,经过关键词搜索所构建的中国经济政策不确定性指数。然后进一步计算出当年各月份经济政策不确定指数的算术平均值的对数,将月份指标对数转换为年度指标对数,最后再除以100进行标准化处理作为经济政策不确定性的最终代理指标(*EPU*)。实证结果如表11列(3)所示,*DIG_EPU*的回归系数在10%水平下显著为负,即企业数字化转型对年报可读性的改善作用在企业面临的经济政策不确定性低的情况下更为明显。

表 11 异质性分析

变量	(1) <i>Read</i>	(2) <i>Read</i>	(3) <i>Read</i>
<i>DIG</i>	-0.8692*** (-14.0389)	-0.8613*** (-13.9970)	-0.8531*** (-13.9540)
<i>SOE</i>	0.0092*** (5.2084)		
<i>DIG_SOE</i>	-0.1989* (-1.9552)		
<i>SUR</i>		0.1124*** (4.7708)	
<i>DIG_SUR</i>		-0.3380* (-1.9174)	
<i>EPU</i>			0.0040*** (10.4640)
<i>DIG_EPU</i>			0.0364* (1.9234)
<i>lnsize</i>	-0.0147*** (-20.0045)	-0.0147*** (-20.0146)	-0.0147*** (-20.0570)
<i>Lev</i>	-0.0254*** (-6.2733)	-0.0254*** (-6.2616)	-0.0255*** (-6.2780)
<i>Board</i>	-0.0047*** (-9.6425)	-0.0048*** (-9.6602)	-0.0047*** (-9.6374)
<i>Indep</i>	-0.0000 (-0.0432)	-0.0000 (-0.0532)	-0.0000 (-0.0334)

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Read</i>	<i>Read</i>	<i>Read</i>
<i>Top1</i>	0.0002*** (3.4845)	0.0002*** (3.5121)	0.0002*** (3.5104)
<i>ROE</i>	0.0122* (1.8280)	0.0118* (1.7665)	0.0124* (1.8461)
<i>Growth</i>	0.0011 (0.7925)	0.0011 (0.8274)	0.0012 (0.8659)
<i>MS</i>	-0.0002*** (-3.5332)	-0.0002*** (-3.5177)	-0.0001*** (-3.4084)
<i>SOE</i>		0.0088*** (5.0081)	0.0088*** (5.0254)
<i>Loss</i>	0.0036 (1.2627)	0.0036 (1.2769)	0.0036 (1.2641)
<i>lnicq</i>	-0.0001 (-0.1718)	-0.0001 (-0.1610)	-0.0001 (-0.1920)
<i>Big4</i>	-0.0238*** (-7.1337)	-0.0236*** (-7.0860)	-0.0237*** (-7.1234)
<i>Dual</i>	0.0029* (1.8936)	0.0030* (1.9394)	0.0030* (1.9426)
<i>Lisage</i>	0.0081*** (6.7199)	0.0081*** (6.7740)	0.0082*** (6.7968)
_cons	1.8700*** (128.7523)	1.8056*** (91.5453)	1.8648*** (128.0622)
Year fe	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes
N	20669	20669	20669
r2	0.1179	0.1179	0.1179

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下显著。

六、结论与启示

随着数字技术在企业的广泛应用,数字化转型已成为企业高质量发展的新动能。本文基于文本信息披露视角,以年报可读性为切入点,以 2013–2020 年 A 股上市公司为研究样本,实证检验企业数字化转型对年报可读性的影响和作用机制。研究发现,企业数字化转型显著提升了年报可读性,该结论在经过一系列内生性和稳健性检验后仍不变。机制检验发现,企业数字化转型发挥了“治理效应”,即通过提升

公司内部治理水平和外部分析师监督力度渠道提升企业年报可读性。异质性分析发现,企业的国有产权性质、管制行业属性和较低的经济政策不确定性会加强数字化转型与年报可读性之间的正向关系。

基于以上结论,本文政策启示在于:第一,我国上市公司普遍存在着治理制度不完善和信息披露问题,而推进企业数字化转型是企业改善治理环境和高质量信息披露的重要抓手。企业需要加大数字化转型力度,发挥数字化转型的积极作用。第二,数字化转型在不同的产权属性、不同行业管制属性和不同经济政策不确定环境下的企业中所发挥的作用呈现明显差异,因此,国家需要根据企业产权和行业管制属性对企业数字化转型战略的实施制定差异化的鼓励政策,以便保证国有和民营经济以及各行业协同发展。此外,对于企业自身来说,需要充分把握宏观经济政策的不确定性所带来的挑战和机遇。第三,要提高上市公司的信息披露质量,除了需要不断健全和完善企业自身的内部治理机制,还需要监管机构在确保数字信息披露真实、及时、完整的同时,加强企业文本信息披露制度的规范,制定更为具体、清晰的文本信息披露制度,出台和数字信息披露制度类似的违规处罚机制,以提升监管机构对上市公司信息披露的整体监督力度,为资本市场的有效运行保驾护航。

参考文献

- [1] 曾伟强、李延喜、张婷婷等,2016,《行业竞争是外部治理机制还是外部诱导因素——基于中国上市公司盈余管理的经验证据》,《南开管理评论》第4期,75-86。
- [2] 陈德球和陈运森,2018,《政策不确定性与上市公司盈余管理》,《经济研究》第6期,97-111。
- [3] 翟华云和李倩茹,2022,《企业数字化转型提高了审计质量吗?——基于多时点双重差分模型的实证检验》,《审计与经济研究》第2期,69-80。
- [4] 丁亚楠和王建新,2021,《“浑水摸鱼”还是“自证清白”:经济政策不确定性与信息披露——基于年报可读性的探究》,《外国经济与管理》第11期,70-85。
- [5] 郭恒泰和王妍,2022,《企业数字化转型能降低股价同步性吗?》,《投资研究》第12期,91-105。
- [6] 黄大禹、谢获宝、孟祥瑜等,2021,《数字化转型与企业价值——基于文本分析方法的经验证据》,《经济学家》第12期,41-51。
- [7] 黄丽华、朱海林、刘伟华等,2021,《企业数字化转型和管理:研究框架与展望》,《管理科学学报》第8期,26-35。
- [8] 黄兴李和沈维涛,2009,《政府干预、内部人控制与上市公司并购绩效》,《经济管理》第6期,70-76。
- [9] 李春涛、张计宝、张璇,2020,《年报可读性与企业创新》,《经济管理》第10期,156-173。
- [10] 李春涛、闫续文、宋敏等,2020,《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》,《中国工业经济》第1期,81-98。
- [11] 刘维奇和武翰章,2021,《分析师改善了市场信息环境吗?——来自公司特质风险的证据》,《中央财经大学学报》第1期,43-53。
- [12] 刘会芹和施先旺,2022,《年报文本信息可读性与股价崩盘风险》,《投资研究》第7期,129-148。
- [13] 逯东、宋昕倍、龚伟,2020,《控股股东股权质押与年报文本信息可读性》,《财贸研究》第5期,77-96。
- [14] 江艇,2022,《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期,120-140。
- [15] 罗进辉和巫奕龙,2021,《数字化运营水平与真实盈余管理》,《管理科学》第4期,3-18。
- [16] 马化腾、张晓峰、杜军,2015,《互联网+:国家战略行动路线图》,中信出版社,2015年7月第1版。
- [17] 马慧和陈胜蓝,2022,《企业数字化转型、坏消息隐藏与股价崩盘风险》,《会计研究》第10期,31-44。
- [18] 毛志宏和李丽,2022,《党组织嵌入、代理成本与非效率投资》,《当代经济管理》第10期,29-39。
- [19] 聂兴凯、王稳华、裴璇,2022,《企业数字化转型会影响会计信息可比性吗?》,《会计研究》第5期,17-39。
- [20] 戚聿东和肖旭,2020,《数字经济时代的企业管理变革》,《管理世界》第6期,135-152+250。
- [21] 祁怀锦、曹修琴、刘艳霞,2020,《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》,《改革》第4期,50-64。
- [22] 孙健、王百强、曹丰等,2016,《公司战略影响盈余管理吗?》,《管理世界》第3期,160-169。

- [23] 王克敏、王华杰、李栋栋等,2018,《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》,《管理世界》第12期,120-132+194。
- [24] 王守海、徐晓彤、刘烨炜,2022,《企业数字化转型会降低债务违约风险吗?》,《证券市场导报》第4期,45-56。
- [25] 王瑶、冯晓晴、侯德帅,2023,《企业数字化转型能提高分析师预测准确度吗——基于信息披露和信息挖掘的双重视角》,《中南财经政法大学学报》第4期,16-27+135。
- [26] 王治、邱妍、谭欢等,2020,《管理层利用董事会报告可读性配合盈余管理了吗》,《财经理论与实践》第6期,72-78。
- [27] 王海芳、姜道平、许莹,2022,《数字化转型能否提高信息披露质量?——基于年报可读性的研究》,《管理现代化》第2期,58-65。
- [28] 吴非、胡慧芷、林慧妍等,2021,《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》,《管理世界》第7期,130-144+10。
- [29] 杨德明、夏小燕、金淞宇等,2020,《大数据、区块链与上市公司审计费用》,《审计研究》第4期,68-79。
- [30] 于忠泊、叶琼燕、田高良,2011,《外部监督与盈余管理——针对媒体关注、机构投资者与分析师的考察》,《山西财经大学学报》第9期,90-99。
- [31] 袁淳、肖土盛、耿春晓等,2021,《数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化》,《中国工业经济》第9期,137-155。
- [32] 张国胜和杜鹏飞,2022,《数字化转型对我国企业技术创新的影响:增量还是提质?》,《经济管理》第6期,82-96。
- [33] 张钦成和杨明增,2022,《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》,《审计研究》第6期,117-128。
- [34] 赵璨、陈仕华、曹伟,2020,《“互联网+”信息披露:实质性陈述还是策略性炒作——基于股价崩盘风险的证据》,《中国工业经济》第3期,174-192。
- [35] 赵宸宇、王文春、李雪松,2021,《数字化转型如何影响企业全要素生产率》,《财贸经济》第7期,114-129。
- [36] 周冬华和万贻健,2023,《数字化转型会提升企业劳动投资效率吗》,《山西财经大学学报》第2期,87-101。
- [37] Arora S. and Chauhan Y., 2021, “Do Earnings Management Practices Define the Readability of the Financial Reports in India?”, *Journal of Public Affairs*, e2692.
- [38] Chen W., L. Zhang P. Jiang, F. Meng Q. Sun., 2022, “Can Digital Transformation Improve the Information Environment of the Capital Market? Evidence from the Analysts' Prediction Behavior”, *Accounting & Finance*, 62(2), pp. 2543-2578.
- [39] Hirshleifer D., Lim S.S., Teoh S.H., 2009, “Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News”, *The Journal of Finance*, 64(5), pp. 2289-2325.
- [40] Kahneman D., 1973, “Attention and Effort”, Englewood Cliffs, N.J: Prentice Hall.
- [41] Lateef A., Omotayo F.O., 2019, “Information Audit as an Important Tool in Organizational Management: A Review of Literature”, *Business Information Review*, 36(1), pp. 15-22.
- [42] Li F., 2008, “Annual Report Readability, Current Earnings, and Earnings Persistence”, *Journal of Accounting and Economics*, 45(2-3), pp. 221-247.
- [43] Lo K., Ramos F., Rogo R., 2017, “Earnings Management and Annual Report Readability”, *Journal of Accounting and Economics*, 63(1), pp. 1-25.
- [44] Vining A. R., Boardman A. E., 1992, “Ownership Versus Competition: Efficiency in Public Enterprise”, *Public choice*, 73(2), pp. 205-239.
- [45] Yermack D., 2017, “Corporate Governance and Blockchains”, *Review of Finance*, 21(1), pp. 7-31.

Abstract: Based on the quality of annual report text information disclosure, the study found that digital transformation of enterprises significantly improved the readability of annual reports. Mechanism test shows that improving internal and external corporate governance is the main channel for digital transformation to improve the readability of annual reports. Heterogeneity analysis found that the improvement effect of digital transformation on annual report readability was more significant in companies with low state ownership, regulated industries and economic policy uncertainty. This study not only enriched the theoretical research of digital transformation, but also provided empirical evidence for improving the quality of corporate text information disclosure.

Key words: Enterprise digital transformation; Text information disclosure; Annual report readability; Corporate governance