

数字化转型信息互动的市场定价效应*

马连福^{1,2} 孙浩然^{1,2} 吕成双³

(1.南开大学商学院,天津 300071;
2.南开大学中国公司治理研究院,天津 300071;
3.广西大学经济学院,广西 南宁 530004)



内容提要:数字化转型信息互动是否存在资本市场溢价?本文基于2010—2022年沪深A股上市公司数据,考察数字化转型信息互动对资本市场定价的影响以及相较于陈述式披露的优势。结果表明,数字化转型信息互动能够提升企业市场定价,这一关系仅体现在市场定价被低估的企业当中。监管介入削弱了被介入企业数字化转型信息互动的市场定价效应,提升了同行业企业的市场定价效应。机制分析显示,数字化转型信息互动通过信号传递机制以及信息鉴别机制提升企业市场定价。与信息披露行为相比,信息互动的市场定价效应具有合理性更高、适用性更强的优势,在时间持续性方面与信息披露没有差别,然而信息互动产生的市场定价效应仅体现在投资者规模较大、市值管理动机较低的企业及国有企业当中。针对信息互动文本分析发现,数字化转型信息互动的市场定价效应仅体现在语调更加客观、答非所问程度较低、主动性较低的信息互动中,信息涉及面对市场定价没有影响。本文结论对开展数字化转型战略的企业如何参与资本市场具有启示。

关键词:投资者互动 数字化转型信息 资本市场定价 文本分析 信息不对称

中图分类号:F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)09—0106—19

一、引言

数字化转型战略不仅为传统企业带来挑战,也为其实现资本市场价值提供机遇。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》指出,“充分发挥海量数据和丰富应用场景优势,促进数字技术与实体经济深度融合,赋能传统产业转型升级”。党的二十大报告指出,“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”。由此可见,支持并鼓励企业开展数字化转型已被纳入顶层设计范畴。以海尔智家、美的集团、三一重工等为代表的中国企业在研发、制造、业务平台等全流程、全要素数字化实践中取得行业领先地位,并在组织变革、市场开拓、降本增效等方面表现优异。基于资本市场视角,监管部门多次强调要发挥资本市场的资源配置功能,鼓励支持数字化转型企业发展。尽管目前不乏投资者用脚投票,实现企业数字化转型溢价的案例,但根据《上市公司数字经济白皮书》显示,包括软件开发、通信及雷达设备制造等在内的大部分数字经济核心产业市值增长率并不明显,非头部上市公司的数字化变革依然难以转化为市

收稿日期:2023-11-14

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“股东网络特征与投资决策权配置研究”(71772094);国家自然科学基金面上项目“数字化时代背景下控制权配置与公司价值研究”(7217020212)。

作者简介:马连福,男,教授,博士生导师,管理学博士,主要研究方向为公司治理、投资者关系管理,电子邮箱:malianfu@nankai.edu.cn;孙浩然,男,博士研究生,主要研究方向为投资者关系管理、公司治理,电子邮箱:sun_haoran19971017@163.com;吕成双,女,博士研究生,主要研究方向为公司金融,电子邮箱:lv_cshuang@163.com。通讯作者:孙浩然。

场定价,管理层对企业数字化转型“不敢转、不想转”的态度依然存在。在此背景下,探究如何提升数字化转型背景下资本市场定价具有重要意义。

已有文献探究了企业数字化转型与市场定价间的关系(余艳等,2024^[1];彭俞超等,2023^[2]),但主要聚焦年报 MD&A 部分的陈述式信息披露,尚未从投资者互动视角探讨数字化转型对企业资本市场定价的影响。在数字化热潮下,部分投资者会就先进数字技术在企业经营活动中的应用进展、未来相关战略规划等困惑向上市公司提问,寻求管理层的针对性回答,管理层则在不违反信息披露准则的情况下回应投资者,提供更多增量信息,本文将这一现象定义为数字化转型信息互动。根据本文统计,2022年全年度仅e互动与互动易平台约有1.2万条数字化转型信息互动记录,涉及1400余家上市公司。从相对数量视角来看,数字化转型信息互动在全部互动中所占比例约为2.5%。投资者会将信息获取与分析能力运用于数字技术领域,以分析其中蕴含的公司特质信息(Cheng等,2019^[3];Hafeez等,2022^[4]),而互动式信息披露在塑造企业估值方面发挥了重要作用(丁慧等,2018)^[5],那么数字化转型信息互动能否提升数字化转型成功企业的市场定价?投资者互动具有信息交流频率更高、投资者参与程度更高、披露信息自愿性更强、交流细节更加丰富的突出特点,与陈述式披露数字化转型信息相比,数字化转型信息互动是否存在独特的效应优势?上述问题有待于进行深入研究。

本文以2010—2022年沪深A股上市公司作为研究样本,实证检验了数字化转型信息互动对市场定价的影响以及投资者互动相对于陈述式信息披露而言的独特优势。需要指出的是,投资者互动途径多样,既有微博、抖音、贴吧、微信公众号平台等依托大众社交媒体的互动方式(吴芃等,2022)^[6],也有专业程度更高、受众相对较少的机构投资者、分析师参与的现场实地调研(王志芳等,2023)^[7],相比之下,本文研究情境中的投资者互动限定在e互动与互动易平台中,不仅缘于互动平台有不同类型投资者广泛参与,更重要的是,监管部门对于平台的管理保证了互动信息的权威性与可信性。故而本文关注了监管部门介入行为在数字化转型信息互动的市场定价效应形成过程中的调节效应。本文进一步基于时间持续性、定价合理性、企业异质性、转型行动适用性四个角度,深入比较数字化转型信息互动与信息披露间市场定价效应的差异,为数字化转型信息互动独特的市场定价效应提供证据。此外,由于数字化转型信息互动属于定性文本信息,因此,本文基于语调、信息涉及面、答非所问程度、主动性四个视角进行文本分析,对于数字化转型信息互动情况异质性如何影响市场定价效应进行深入分析。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,研究视角层面,对数字化转型信息披露与投资者互动两方面文献进行扩展。现有文献对于数字化转型企业市场定价的传递路径集中在传统的陈述式信息披露角度,本文重点关注日益发展的投资者互动的独特作用,扩展了数字化转型信息披露的研究视角。此外,本文关注数字化转型背景下互动式信息披露能否促进企业合理定价,同时丰富了投资者互动与资本市场效率方面的文献。第二,在理论层面,基于数字化转型信息视角揭示了投资者互动与传统陈述式信息披露相比的独特优势,不仅揭示了投资者互动改善资本市场信息效率的具体路径,同时也深化了对于互动式信息披露中信号机制与声誉机制的认识。第三,在实践层面,结合信息披露为数字化转型战略如何影响企业市场定价提供思路。信息披露的时机、内容、传播渠道能影响企业市场定价,本文以公司特质信息中的数字化转型信息作为研究出发点,结合近年来不断发展的投资者互动,构建“数字化转型信息互动—企业市场定价”的研究路径,不仅为企业在数字经济时代如何提升市场定价提供了思路,也从数字化转型信息互动视角丰富了信息披露与市场定价实现方面的研究。

二、文献综述与假设提出

1. 数字化转型信息披露的相关研究

以大数据、云计算、人工智能、区块链为代表的数字技术在颠覆传统发展形态和业务模式的同时,也在切实提升企业内在价值(赵宸宇等,2021^[8];袁淳等,2021^[9])。其中,部分文献将数字化转型与信息披露机制相结合,关注数字化转型信息披露的经济后果。一方面,数字化转型信息披露是一种有效的信号传递机制,年报中的数字化转型信号能够被投资者捕捉,能够带来积极的资本市场表现,例如更高的股票流动性(吴非等,2021)^[10]、积极的投资者预期与买入行为(马连福等,2022)^[11]以及合理的资本市场定价(余艳等,2024)^[11];另一方面,在委托代理观下,数字化转型信息披露有可能沦为管理层实现自利性动机的工具,过度数字化转型信息披露涉嫌概念炒作行为,不利于长期价值的实现(马连福等,2023)^[12]。数字化转型中的前瞻性表述(彭俞超等,2023)^[2]、“互联网+”信息(赵璨等,2020)^[13]加剧了股价崩盘风险。也有文献基于维护合法性(Liu等,2023)^[14]、转移投资者注意力(曹亚楠等,2023)^[15]、市值管理(张雪梅等,2023)^[16]等角度,根据数字化转型信息披露能够提升市场定价这一基本假设,强调过度披露、策略性披露的动因。

2. 投资者互动与资本市场定价的相关研究

已有文献从内容特征与非内容特征角度入手,对投资者互动与资本市场定价间的关系进行研究。投资者互动的非内容特征主要包括互动规模、互动时机、互动对象等方面。具体地,投资者互动规模提升股价信息含量,降低股价的同步性(杨凡和张玉明,2020)^[17]。在企业处于停牌状态(李卫兵和李铭洋,2023)^[18]或违规行为曝光期(支晓强等,2022)^[19],投资者互动能够稳定资本市场定价,防止定价遭到非理性情绪影响而异常低估。内容特征方面,对投资者互动的文本语调(林乐和谢德仁,2016)^[20]、文本相似度(卞世博等,2022)^[21]进行文本分析后发现,上市公司与投资者之间的高质量互动可显著降低股价同步性和崩盘风险,提升股票市场定价效率。投资者互动内容存在一定的主题(Lee和Zhong,2022)^[22],部分学者利用词频分析法对于互动特定内容主题的市场定价效应进行分析,发现公司治理层面和公司财务层面的互动交流显著影响了上市公司短期流动性(冯彦杰等,2019)^[23]。风险信息和竞争文化信息披露也能起到缓解股价崩盘风险的作用(陈华等,2023)^[24]。

从上述文献可知,一方面,已有文献对于数字化转型信息的资本市场效应研究主要集中在年报MD&A部分,忽视了投资者互动中的数字化转型信息如何影响资本市场定价以及投资者行为方面的问题;另一方面,有关互动平台中内容影响的文献并未结合数字化转型信息讨论企业战略转型视角下的投资者行为变化。有鉴于此,本文以投资者互动平台为研究对象,深入探讨数字化转型信息互动对资本市场定价的影响,在丰富相关研究的同时,也为理解企业数字化转型通过何种途径实现市场定价提供合理解释。

3. 数字化转型信息互动的市场定价效应

数字化转型信息互动能够充分发挥与数字化转型信息披露类似的价值传递作用。高信息不对称不利于良好的企业资本市场形象形成,难以实现高市场定价(Agarwal等,2016)^[25],而有效传递企业数字化转型价值有赖于信息传递渠道通畅。监管部门对陈述式信息披露中违反信息披露准则的内容进行处罚,确保了数字化转型信息披露在传递新信息方面的权威性。与此相同的是,信息互动中的虚假陈述、误导性陈述、概念炒作行为也会受到监管部门警示或处罚,最终保证了通过投资者互动披露数字化转型信息的可靠性,有利于投资者形成“企业技术领先”的认知判断,从而吸引投资者关注(Broekhuizen等,2021)^[26],企业通过信息披露实现市场定价的可能性逐渐增加(Abramova等,2020)^[27]。

本文进一步结合互动特性对数字化转型信息互动的市场定价效应形成机制进行分析。互动特性有利于信号传递效率的进一步提高。传统陈述式框架下的数字化转型信息披露表现形式以定期报告MD&A部分以及临时报告为主,主要依据信息披露准则确定披露时机,披露频率较低,与之相比,对于互动平台中管理层回复率的约束进一步提升了投资者信息获取及时性,互动双方对于何时进行互动也具有较强的自主性和自愿性,受当前披露准则的限制较小,有利于数字化转型信息交流频率的提高,进而促进数字化转型信号传递。互动由投资者主导的特性使得管理层能够迅速理解投资者对于企业数字化转型事项中的理解难点,例如数字化转型过程中的数据资产如何影响企业财务状况(Rahmati等,2020)^[28]等定性文本信息无法直观回答的问题,从而做出有针对性的回答,改进数字化转型披露策略,进一步提升数字化转型信号传递效率。互动专注于细节的特性也适应了数字化转型信息以定性文本信息为主的披露特征,数字化转型信息互动通过提供大量细节性的文本信息,将直接减少投资者收集特质信息时的成本(Blankespoor等,2020)^[29],从而捕捉传递信号中直接反映数字化转型价值的部分,提升数字化转型企业市场定价。

除信号传递机制外,数字化转型信息互动也存在独特的信息鉴别机制。虽然数字化转型对于企业内在价值的提升作用明显,但是,资本市场中的数字化转型信息既有可能成为积极信号,也有可能成为干扰投资者判断的市场噪音。互动频率的提高便于投资者在面临更多公开披露中未曾表述的数字化转型传闻时及时向上市公司求证(谭松涛等,2016)^[30],进而提升作为信息接收方的投资者辨别噪音能力(Ullah等,2014)^[31]。互动中投资者主导的特性也在一定程度上避免了由于管理层掌握自由裁量权引发的策略性信息披露(Aghamolla和Smith,2023)^[32],如果数字化转型信息披露中存在避重就轻的情况,投资者可就此进行专门提问并在市场范围内公开可见,形成一种基于投资者的外部监督机制(蔡贵龙等,2022)^[33],倒逼管理层主动缓解数字化转型信息策略性披露带来的市场噪音。此外,互动与陈述式披露相比专注于自愿性披露公开信息的细节,为验证披露信息真实性提供佐证细节,有利于识别数字化转型信息中策略性披露以及虚假陈述部分。当数字化转型信息降低市场噪音时,数字化转型中的积极信号得以在海量信息中被投资者发现,从而提升企业市场定价。

综上,数字化转型信息互动不仅能够作为数字化转型信息披露的一种必要补充机制,同时,与基于传统陈述模式的数字化转型信息披露相比,更加有效塑造企业市场定价。因此,本文提出以下假设:

H₁:数字化转型信息互动能够产生正向定价效应。

4. 监管介入的调节效应

本文进一步考虑监管行为在数字化转型信息互动的定价效应形成过程中的独特作用。前文提及,数字化转型信息互动能够产生市场定价效应的前提在于监管部门参与保证了发布信息的真实性。监管部门对于投资者互动的监管多以事后介入的形式进行,具体包括出具关注函和警示函、施加行政处罚等多种形式。尽管监管介入行为并不能代表全部互动违规情况,但监管部门的介入行为能够帮助注意力有限的投资者识别互动违规上市公司的存在。理论分析也表明,监管介入行为本身向投资者释放信号,进而影响企业资本市场表现(陈运森等,2018)^[34]。因此,本文认为,监管部门针对投资者互动情况的介入行为能够影响数字化转型信息互动的市场定价效应。一方面,声誉是投资者投资判断的重要参考标准(Lewis和Carlos,2023)^[35],对于被监管部门介入的企业而言,监管部门介入行为释放了上市公司违规互动的信号,损害了上市公司声誉,也不利于互动平台进一步发挥传递信号以及鉴别信号方面的作用,从而削弱了数字化转型信息互动可能产生的市场定价效应;另一方面,同行业公司业务模式展现出一定的相似性,这使得同行业上市公司的数字化转型情况成为包括投资者、管理层在内的决策主体的参考依据(Bendig等,2023)^[36],便于投

投资者将有限关注转向同行业上市公司。此外,在监管介入行为能够倒逼同行业公司改善信息披露,保持良好的互动声誉(梅蓓蕾等,2021)^[37]。因此,同行业上市公司的数字化转型信息互动的市场定价效应可能进一步放大。因此,本文提出以下假设:

H₂:监管介入削弱了被介入企业数字化转型信息互动产生的正向定价效应。

H₃:监管介入增强了同行业企业数字化转型信息互动产生的正向定价效应。

三、研究设计

1. 样本与数据

本文以2010—2022年A股上市公司为研究对象。由于深交所的互动易设立于2010年,上交所的e互动平台建立于2013年,因此,本文在将研究数据起始事件设置为2010年的基础上,进一步剔除了2010—2013年上交所上市公司样本,在剔除ST、*ST状态、财务数据异常、金融与保险类行业样本后,最终获得35089个公司-年度样本。此外,本文对所有连续变量在1%分位进行缩尾处理,以消除极端值和异常值的影响。本文研究数据主要来源于CSMAR以及CNRDS数据库。

2. 研究模型

为验证假设H₁中数字化转型信息互动与企业市场定价之间的关系,本文建立以下回归模型:

$$Value = \alpha_0 + \alpha_1 Digint + \alpha Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中,Value代表被解释变量企业市场定价,Digint代表解释变量数字化转型信息互动程度,Controls代表其他影响企业市场定价的控制变量, ε 代表随机扰动项。若模型(1)的回归系数 α_1 显著为正,则表明假设H₁成立。

为了验证假设H₂与假设H₃中监管介入的调节效应,本文构建以下回归模型:

$$Value = \beta_0 + \beta_1 Digint + \beta_2 Digint \times Interfere + \beta_3 Interfere + \beta Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

$$Value = \gamma_0 + \gamma_1 Digint + \gamma_2 Digint \times Peer + \gamma_3 Peer + \gamma Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (3)$$

其中,模型(2)用于检验假设H₂是否成立,若交互项Digint×Interfere的回归系数与Digint的回归系数方向相反,则可认定假设H₂成立。模型(3)用于检验假设H₃是否成立,若交互项Digint×Peer的回归系数与Digint的回归系数方向相同,则可认定假设H₃成立。

3. 变量选择与测度

(1)企业市场定价(Value)。借鉴余艳等(2024)^[1]、Rhodes-Kropf等(2005)^[38]的研究,使用经过市值账面比分解法计算得出的企业层面的定价水平(Value)度量企业市场定价,与市值账面比指标大于1,则说明市场定价被高估,反之,被低估。分解法计算后Value大于0,则说明企业市场定价被高估,小于0则说明企业市场定价被低估。Value越高,说明市场定价与实际基本面定价的差越大,企业正向定价效应越明显。

(2)数字化转型信息互动(Digint)。本文所指的数字化转型信息互动是一种投资者与上市公司就数字化转型相关信息进行交流的行为。参考已有文献将有效互动次数作为互动程度的代理变量的做法(李文贵和路军,2022)^[39],本文使用数字化转型互动有效次数计算数字化转型信息互动水平。投资者互动具有双向交流的特点,同时具备投资者提问文本与管理层回复文本。考虑到信号传递理论更加强调管理者披露信息的重要性,且目前尚未有证据表明资本市场对投资者提问内容产生市场反应,因此,当管理层在回复投资者提问时使用数字化转型术语,本文认为,这表明进行了一次有效的数字化转型信息互动。本文在扩展性分析中对数字化转型信息互动文本特征进一步分析,以保证研究结论的深入性。

本文通过以下步骤构建数字化转型信息互动指标:①收集投资者互动平台互动 e 互动与互动易中的文本问答信息;②借鉴陈华等(2022)^[40]的做法,利用文本分析工具对管理层每条回复内容是否包括数字化转型词语进行识别,其中数字化转型主题词语参照吴非等(2021)^[10]、赵宸宇等(2021)^[8]构建的数字化转型信息词典,通过统计数字化转型主题互动在年度内的出现次数,由于数字化转型信息互动次数具有右偏性特征,因此,本文进行对数化处理,得到数字化转型信息互动的程度变量。

(3)监管介入(*Interfere/Peer*)。如果上市公司收到监管部门下发的关注函、警示函以及行政处罚决定书中包含投资者互动违规内容,则赋值为 1,否则为 0。在行业溢出方面,计算上市公司当年度所处行业受到监管部门介入的上市公司数量。由于不同行业规模存在明显差异,因此,本文依据行业规模对计算结果进行调整。

(4)控制变量。定价的提升可能是企业自身对数字化转型进行更多披露的结果,因此,本文对年报中的数字化转型信息披露水平进行控制。此外,参照已有文献的做法,本文对投资者互动以及其他可能影响资本市场定价的因素进行控制,包括资产负债率(*Lev*)、托宾 Q(*TobinQ*)、盈利能力(*ROA*)、现金流比率(*Cash*)、产权性质(*SOE*)、两职合一(*Dual*)、管理层持股(*Mngh*)、员工人数(*Staff*)、机构投资者持股比(*Ins*)、公司年龄(*Age*)、审计质量(*Big4*)、政府补贴(*Sub*)、股权结构(*Larg*)。

本文主要变量符号、名称及定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
企业定价	<i>Value</i>	市值账面比分解法计算
数字化转型信息互动	<i>Digint</i>	互动平台中数字化转型相关主题的互动次数加 1 取对数
数字化转型信息披露	<i>DigAR</i>	年报中数字化转型词频加 1 取对数
监管介入	<i>Interfere</i>	当年度是否因互动内容被监管部门介入
同行业监管介入	<i>Peer</i>	同行业公司被监管部门介入情况
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
托宾 Q	<i>TobinQ</i>	市场价值/账面价值
盈利能力	<i>ROA</i>	净利润/总资产
现金流比率	<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流量净额除/总资产
产权性质	<i>SOE</i>	当年度为国有股东控股赋值为 1,否则为 0
两职合一	<i>Dual</i>	当年度董事长和总理由一人兼任则赋值为 1,否则为 0
管理层持股	<i>Mngh</i>	管理层持股数/总股本
员工人数	<i>Staff</i>	当年年度员工人数加 1 取对数
机构投资者持股比	<i>Ins</i>	当年度机构投资者持股比例
公司年龄	<i>Age</i>	当年度-公司成立年
审计质量	<i>Big4</i>	当年度由四大会计师事务所审计赋值为 1,否则为 0
政府补贴	<i>Sub</i>	当年度收到政府补贴加 1 取对数
股权结构	<i>Larg</i>	第一大股东持股数量/总股数

四、实证分析

1. 变量描述

表 2 列示了主要变量的描述性统计特征。由 A 栏可知,根据市值账面比分解法计算的市场定价的中位数为-0.046,说明 A 股上市公司的市场定价有待被市场发现。*Digint* 的标准差为 0.965,小

于 *DigAR* 的标准差 1.413,说明相比于年报披露,投资者互动中的企业间差异更小。原因可能与投资者互动的特性有关,投资者互动的目的在于增进投资者对公司的了解,如果年报中数字化转型信息未能满足投资者信息需求,则投资者有动机就数字化转型情况向管理层提问。本文按照是否进行数字化转型信息互动,将样本分为两组进行组间差异性检验,结果如B栏所示,出现数字化转型信息互动的上市公司(*Digint*>0)市场定价的均值为0.018,高于未出现数字化转型信息互动的上市公司(*Digint*=0)市场定价的均值-0.009,T检验结果在1%的水平上存在显著差异。出现数字化转型信息互动的上市公司(*Digint*>0)市场定价的中位数大于未进行数字化转型信息互动的上市公司(*Digint*=0)市场定价的中位数,T检验结果在1%的水平上存在显著差异。由此可见,组间差异性检验结果基本印证了本文的结论,但二者的关系需要进一步通过回归分析进行验证。

表2 描述性统计

A 栏: 关键变量描述性统计						
变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Value</i>	35089	0.002	-0.046	0.469	-2.858	2.275
<i>Digint</i>	35089	0.561	0	0.965	0	6.452
<i>DigAR</i>	35089	1.388	1.099	1.413	0	6.380
<i>Interfere</i>	35089	0.001	0	0.039	0	1
<i>Peer</i>	35089	0.002	0	0.005	0	0.091
<i>Lev</i>	35089	0.404	0.394	0.204	-0.195	0.990
<i>TobinQ</i>	35089	2.121	1.603	4.691	0.609	729.6
<i>ROA</i>	35089	0.0584	0.0441	0.598	0	108.4
<i>SOE</i>	35089	0.332	0	0.471	0	1
<i>Dual</i>	35089	0.300	0	0.458	0	1
<i>Mngh</i>	35089	14.72	0.970	20.56	0	89.99
<i>Ins</i>	35089	45.28	46.82	25.38	0.0001	231.8
<i>age</i>	35089	17.94	18	6.106	0	64
<i>Big4</i>	35089	0.0606	0	0.238	0	1
<i>Sub</i>	35089	16.00	16.40	3.110	0	23.69
<i>Larg</i>	35089	35.22	34.32	18.01	0	145.0
<i>Staff</i>	35089	7.601	7.519	1.308	0.693	13.25
<i>Cash</i>	35089	0.0497	0.0492	0.0694	-0.160	0.249

B 栏: 组间差异性检验							
<i>Digint</i> = 0			<i>Digint</i> > 0			均值 T 检验	中位数 Z 检验
样本量	均值	中位数	样本量	均值	中位数		
23730	-0.009	-0.059	11904	0.018	-0.028	0.028***	0.031***

2. 实证结果分析

表3列示了数字化转型信息互动与企业市场定价的回归结果。第(1)列为全样本回归下的结果,在考虑数字化转型信息披露(*DigAR*)并且纳入控制变量回归的前提下,*Digint*系数显著为正;第(2)列是剔除没有进行数字化转型信息互动样本(*Digint*>0)后的回归结果,在剔除数字化转型信息互动为0样本进行回归后,*Digint*系数依旧显著为正,因此,本文假设 H_1 成立。;第(3)列和第(4)列分别是市场定价偏高(*Value*>0)以及市场定价偏低(*Value*<0)样本中的分组检验结果,*Digint*系数仅在市场定价被低估组显著为正,而在市场定价被高估组为正但不显著,这说明数字化转型信息互动提升了被市场低估企业的市场定价,却不能提升被市场高估企业的市场定价。

调节效应方面,列(5)列示了模型(2)的回归结果,监管介入与数字化转型信息互动的交互项 $Digint \times Interfere$ 的回归系数显著为负,与 $Digint$ 的回归系数符号方向相反,说明监管部门对于企业的介入行为显著削弱了数字化转型信息互动的市场定价效应,本文假设 H_2 成立。列(6)列示了模型(3)的回归结果,同行业监管介入与数字化转型信息互动的交互项 $Digint \times Peer$ 的回归系数显著为正,与 $Digint$ 的回归系数符号方向相同,说明监管部门对于企业的介入行为具有一定的溢出效应,显著增强了同行业数字化转型信息互动的市场定价效应,本文假设 H_3 成立。

表 3 数字化转型信息互动与企业市场定价

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Value	Value	Value	Value	Value	Value
	全样本	$Digint > 0$	$Value > 0$	$Value < 0$	全样本	
$Digint$	0.001*** (4.637)	0.001*** (4.299)	0.000 (0.739)	0.000** (2.325)	0.001*** (4.699)	0.001*** (3.335)
$DigAR$	0.001*** (7.862)	0.001*** (6.754)	0.000** (2.442)	0.000*** (5.993)	0.001*** (7.871)	0.001*** (7.828)
$Digint \times Interfere$					-0.019*** (-3.046)	
$Interfere$					0.190** (2.568)	
$Digint \times Peer$						0.107* (1.808)
$Peer$						2.238*** (3.543)
Lev	0.076*** (4.166)	0.160** (2.179)	0.124*** (7.341)	0.039*** (2.881)	0.076*** (4.137)	0.076*** (4.170)
MB	0.020 (1.421)	0.113*** (2.581)	0.008 (1.382)	0.137*** (12.439)	0.020 (1.421)	0.020 (1.421)
ROA	-0.031 (-1.195)	-0.105 (-1.040)	0.027 (0.585)	-0.252*** (-11.758)	-0.031 (-1.187)	-0.031 (-1.196)
$Cash$	0.047 (1.135)	-0.262*** (-3.389)	0.100** (2.293)	-0.097 (-1.548)	0.049 (1.179)	0.047 (1.123)
SOE	-0.101*** (-13.762)	-0.080*** (-7.096)	-0.033*** (-4.860)	-0.039*** (-7.636)	-0.101*** (-13.752)	-0.101*** (-13.779)
$Dual$	0.045*** (7.992)	0.041*** (4.497)	0.016*** (2.749)	0.010*** (2.621)	0.045*** (7.981)	0.045*** (7.995)
$Mngh$	0.004*** (16.398)	0.005*** (15.437)	0.002*** (9.698)	0.002*** (10.861)	0.004*** (16.383)	0.004*** (16.441)
$Staff$	0.000*** (5.609)	0.000*** (2.954)	0.000*** (3.219)	-0.000 (-0.220)	0.000*** (5.610)	0.000*** (5.584)
Ins	0.006*** (34.303)	0.005*** (11.575)	0.003*** (19.024)	0.001*** (12.186)	0.006*** (34.304)	0.006*** (34.349)
Age	-0.004*** (-7.510)	-0.007*** (-8.653)	0.000 (0.060)	-0.003*** (-8.654)	-0.004*** (-7.494)	-0.004*** (-7.532)
$Big4$	0.040*** (3.303)	0.105*** (5.098)	0.020* (1.731)	-0.018* (-1.693)	0.040*** (3.314)	0.040*** (3.274)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>
	全样本	<i>Digint</i> > 0	<i>Value</i> > 0	<i>Value</i> < 0	全样本	
<i>Sub</i>	-0.002 (-1.076)	0.011*** (3.648)	-0.002 (-1.532)	0.003*** (4.610)	-0.002 (-1.077)	-0.002 (-1.049)
<i>Larg</i>	-0.001*** (-5.247)	-0.001* (-1.685)	-0.001*** (-7.474)	0.001*** (6.984)	-0.001*** (-5.247)	-0.001*** (-5.212)
常数项	-0.239*** (-3.457)	-0.607*** (-3.490)	0.128*** (2.750)	-0.666*** (-20.223)	-0.239*** (-3.454)	-0.237*** (-3.421)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	35089	11769	16034	19039	35089	35089
调整 R ²	0.103	0.277	0.105	0.186	0.103	0.103

注:括号中为经公司层面聚类处理的稳健型标准误;***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同

3. 内生性检验

本文假设 H₁ 研究了企业数字化转型互动与企业市场定价的关系,这一结论可能存在内生性问题。例如,市场定价高的企业往往更加重视投资者关系管理工作,这可能导致本文观测到此类样本进行了更多的数字化转型信息互动。为此,本文采取个体固定效应、工具变量法、倾向得分匹配等方法缓解内生性问题对研究结论的影响,结果如表 4 所示。

(1) 个体固定效应。本文在模型(1)中仅控制行业层面的固定效应,这可能带来遗漏变量的内生性问题,参考已有投资者互动平台方面的研究(李文贵和路军,2022),本文进一步控制了公司层面的固定效应来检验数字化转型信息互动对企业市场定价的影响^[39]。根据表 4 的第(1)列,在加入公司层面的固定效应的情况下,*Digint* 系数显著为正,本文结论依旧成立。

(2) 工具变量法。参照袁淳等(2021)的研究,选取样本所在城市互联网普及率(*user*)作为二阶段回归的工具变量^[9]。一方面,互联网普及率反映了样本所在地区网络基础设施的完善程度,在网络基础设施较为完善的城市,企业开展数字化转型具有一定的先发优势,相应地能够吸引更多投资者进行关注,从而提升互动平台中针对数字化转型信息的有效互动次数,满足相关性要求;另一方面,互联网普及率是一个来自地区层面的外生变量,与地区企业市场定价间的关系不大。由此可见,该工具变量满足相关性要求与外生性的要求。表 4 的第(2)、(3)列列示了工具变量法两阶段回归结果。通过第(2)列可见,工具变量 *user* 系数显著为正,且 Kleibergen-PaaprLM 统计量在 1% 的水平上显著,Cragg-Donald Wald F 统计量为 27.53,大于 16.38,说明不存在“弱工具变量”问题。通过第(3)列可见,*Digint* 系数显著为正,表明在考虑工具变量的情况下,本文结论依旧成立。

(3) 倾向得分匹配。本文采用倾向得分匹配(PSM)方法对假设 H₁ 进行内生性检验,将出现数字化转型信息互动的企业设为实验组,将未发生数字化转型信息互动的企业设为控制组。在此基础上,选取模型(1)的主要控制变量作为匹配变量,在此基础上计算出倾向得分。表 4 的第(4)列为经过 PSM 配对后回归结果,*Digint* 系数显著为正,进一步说明本文结论的稳健性。

表 4 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Value</i>	<i>Digint</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>
<i>Digint</i>	0.000* (1.805)		0.035*** (3.310)	0.001*** (4.394)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Value	Digint	Value	Value
<i>user</i>		0.010*** (5.990)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	否	否	否
常数项	-0.565*** (-8.076)	2.121*** (3.960)	-0.204 (-0.910)	-0.766*** (-5.702)
观测值	35089	32832	32832	18564
调整 R ²	0.101	0.359	0.445	0.293
Kleibergen-Paaprk LM 统计量			33.77***	
Cragg-Donald Wald F 统计量			27.53[16.38]	

注：方括号内的 16.38 系 10% 水平下的最小 Stock-Yogo 临界值，一般而言，Cragg-Donald Wald F 统计量需大于这一临界值方可通过弱工具变量检验

4. 其他稳健性检验

(1) 更换数字化转型信息互动的度量方式。词频是反映特定信息披露程度的重要代理变量，在数字化转型信息披露相关研究中学者们多采用年报中数字化转型相关词频出现频率作为代理变量，这是因为更高的词频能够为投资者提供更多的增量信息，吸引投资者有限关注(吴非等，2021)^[10]。基于以上思路，本文采用数字化转型信息互动文本中词频作为数字化转型信息互动程度的另一个代理变量，互动中数字化转型信息的词频越高，表明数字化转型信息互动水平较高，否则表明互动水平较低，记为 *Digintwords*。结果如表 5 第(1)列所示，*Digintwords* 系数显著为正，研究结论依旧成立。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Value	Value	Value
<i>Digintwords</i>	0.000* (1.728)		
<i>Digint</i>		0.001*** (3.229)	
<i>DigintExpend</i>			0.001*** (8.241)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是
常数项	-0.239*** (-3.449)	-0.735*** (-8.419)	-0.238*** (-3.439)
观测值	35089	23212	35089
调整 R ²	0.102	0.236	0.104

(2) 仅保留制造业样本。制造业数字化转型是国家战略指引的重点方向，也是当前企业数字化转型领域研究的重点细分领域。为进一步提升结论稳健性，本文仅保留制造业样本后再次进行回归，回归结果如表 5 的第(2)列所示，*Digint* 系数显著为正，研究结论依旧成立。

(3)增加机构投资者调研以及业绩说明会数据来源。基准回归中,针对企业数字化转型互动的文本分析来源于互动易和e互动平台,事实上,企业也会将实地调研、路演活动中的互动信息以投资者活动记录表形式对外披露。其中,实地调研主要面对机构投资者,而机构投资者具备更强的信息发掘能力;业绩说明会的互动文本来源于实时问答的路演环节,上述问答内容具有丰富的信息增量。与互动平台问答信息类似,上述途径发布的问答信息受到监管部门监管,具有可靠性以及权威性。因此,本研究将包含在上述文本中纳入研究范围,重新计算数字化转型信息互动程度,记作*DigintExpend*,以此作为进一步的稳健性检验。回归结果如表5第(3)列所示,在增加研究样本来源后,回归结果仍然与基准回归结果基本一致,表明本文研究结论的稳健性。

五、进一步研究

1. 机制检验

前文提及数字化转型信息互动不但能够发挥类似于传统陈述式披露的信号传递机制,也能够立足于投资者互动平台满足投资者信息需求,发挥信息鉴别机制,从而提升市场定价。然而,前文实证结果中并未给出相应的经验证据。为此,本文构建模型对上述两种机制进行实证检验。

(1)信号传递方面。本文使用投资者关注度以及分析师关注度作为信号传递效果的代理变量。这样做的原因在于,一方面,投资者的有限关注是信息不对称情境下上市公司定价实现面临的主要障碍(Chen等,2023)^[41]。当信号传递机制降低信息不对称时,投资者关注程度得以提高,此时企业市场定价的实现难度更低。另一方面,分析师在资本市场信息传递中发挥着重要的作用(任飞等,2024)^[42],由于分析师能够参考来自投资者互动层面的定价信息,并对上述信息进行传播,因此,本文认为,分析师关注度的提高反映了良好的信号传递效果。基于以上考虑,本文使用百度指数(*Baidu*)作为投资者关注度的代理变量,使用分析师研报数量(*Report*)作为分析师关注度的代理变量。若数字化转型信息互动与投资者关注度以及分析师关注度间的关系显著为正,则说明信号传递机制的分析成立。由表6的第(1)列、第(2)列可见,*Digint*的系数均在1%水平下显著为正,说明数字化转型信息互动能有效吸引外部关注,为信号传递机制提供了证据支持。

(2)信息鉴别方面。本文基于投资者异质信念与股价崩盘风险两个角度对数字化转型信息互动的信息鉴别机制进行检验。这样做的原因在于,一方面,投资者异质信念本质上反映了投资者对于企业未来收益能力的判断差异,来自公司特质信息层面的市场噪音能够显著提升投资者异质信念水平,进而提升市场错误定价程度(肖奇和沈华玉,2021)^[43]。如果数字化转型信息互动充分发挥特性优势进而降低来自数字化转型信息披露的市场噪音,则数字化转型信息互动能够显著降低投资者异质信念水平。另一方面,股价崩盘风险的一个重要成因是高市场噪音下投资者非理性投资行为,数字化转型信息的过度披露是一种释放市场噪音的行为,能够提升股价崩盘风险(赵璨等,2020)^[13]。若数字化转型信息互动能够降低股价崩盘风险,则进一步为数字化转型信息互动背后的信息鉴别机制提供证据。参考已有研究,本文使用个股年换手率(*Tover*)作为投资者异质信念的代理变量,个股年换手率越高,则说明投资者异质信念越强烈,使用负收益偏态系数(*NCSKEW*)作为股价崩盘风险的代理变量。表6列(3)与列(4)展示了信息鉴别机制的回归结果,由列(3)可知,*Digint*系数在10%水平下显著为负。列(4)显示,*Digint*系数在1%水平下显著为负。说明数字化转型信息互动能够通过发挥信息鉴别机制,降低投资者异质信念以及股价崩盘风险,进而提升企业市场定价。

表 6 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	信号传递机制		信息鉴别机制	
	<i>Baidu</i>	<i>Report</i>	<i>Tover</i>	<i>NCSKEW</i>
<i>Digint</i>	0.013*** (7.186)	0.109*** (6.425)	-0.003* (-1.802)	-0.001*** (-2.852)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
常数项	11.803*** (91.049)	-20.709*** (-10.499)	6.794*** (28.932)	-0.205*** (-4.294)
观测值	28697	25164	35088	32513
调整 R ²	0.223	0.245	0.151	0.030

2. 信息互动与信息披露的市场定价效应对比分析

前文基于陈述式信息披露的局限性以及投资者互动的独特优势视角对数字化转型信息互动的市场定价效应进行分析,然而,并未提供数字化转型信息互动与数字化转型信息披露相比有所不同的进一步证据,为此,本文基于时间序列的持续性、定价合理性、企业异质性以及转型行动适用性进行对比分析。

(1)时间持续性。表7列(1)~列(5)分别表示数字化转型信息互动或信息披露后1~5年市场定价的变化情况,可以看出,数字化转型信息互动*Digint*的回归系数在列(1)~列(5)均显著为正,数字化转型信息披露*DigAR*的回归系数在列(1)~列(5)均显著为正,这说明数字化转型信息互动对数字化转型信息披露的市场定价效应具有长期性,二者间的时间持续性未见明显区别。

(2)定价合理性。本文进一步对比基于年报的数字化转型信息披露与数字化转型信息互动市场定价效应的合理性。借鉴何德旭等(2022)^[44]的研究思路,使用市值账面比分解法下市场价值与真实价值之比减1的绝对值计算错误定价程度($Dev=|M/V-1|$),*Dev*越低,则说明股价高估或低估的程度越低,即定价合理性越高。表7列(6)与列(7)分别为不加入控制变量以及加入控制变量后的回归结果,其中,*Digint*的回归系数分别在5%与1%水平下显著为负,*DigAR*的回归系数不显著。以上结果说明,数字化转型信息互动的市场定价效应不以损害定价合理性为前提条件,在提升低估企业的市场定价基础上没有提升高估企业的市场定价,相比之下,信息披露与定价合理性间没有显著的相关关系。以上结论说明了数字化转型信息互动在提升定价合理性方面的独特效应优势。

表 7 考虑时间持续性与定价合理性的对比分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	时间持续性					定价合理性	
	$Value_{T+1}$	$Value_{T+2}$	$Value_{T+3}$	$Value_{T+4}$	$Value_{T+5}$	<i>Dev</i>	<i>Dev</i>
<i>Digint</i>	0.003*** (5.495)	0.004*** (6.108)	0.004*** (6.375)	0.004*** (5.000)	0.004*** (4.074)	-0.000** (-2.162)	-0.000*** (-2.869)
<i>DigAR</i>	0.001*** (6.259)	0.001*** (5.207)	0.001*** (3.931)	0.001*** (3.392)	0.001*** (3.005)	0.000 (0.481)	-0.000 (-1.306)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	未控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.197*** (-2.750)	-0.123* (-1.929)	-0.076 (-1.116)	-0.063 (-0.898)	-0.015 (-0.200)	0.643*** (50.813)	0.662*** (25.668)
观测值	32137	27780	24011	20709	17648	35392	34855
调整 R ²	0.106	0.104	0.102	0.100	0.100	0.044	0.071

(3)企业异质性。①投资者规模。依据投资者规模中位数,本文将样本企业分为投资者规模较小组与规模较大组,检验信息互动与信息披露两种途径市场定价效应是否存在显著差异,表8列(1)与列(2)列示了这一结果,从中可以看出,数字化转型信息披露 *DigAR* 的回归系数在投资者规模较小组与较大组均显著为正,数字化转型信息互动的回归系数仅在投资者规模较大组显著。原因可能在于,较大投资者规模的上市公司易受市场关注以及监管部门关注,不仅便于互动中的数字化转型信息传播,同时也增加了利用投资者互动进行违规操纵的成本,保证了互动信息的可信性,相关互动信息易为市场接受。②市值管理动机,由于控股股东在股权质押期间有强烈动机进行市值管理(马连福和张晓庆,2020)^[45],因此,本文按照是否存在股权质押情况将样本企业分为市值管理动机较弱以及市值管理动机较强组,表8列(3)与列(4)列示了相应回归结果,从中可以看出,数字化转型信息披露 *DigAR* 的回归系数在市值管理动机较弱组与较强组均显著为正,数字化转型信息互动的回归系数仅在市值管理动机较弱组显著。原因可能在于,投资者对于市值管理动机较强的上市公司保持警惕心理(Moss等,2024)^[46],尽管监管部门对于投资者互动平台的介入确保了互动内容的可信性,但在监管难度和监管完善程度等现实条件的制约下,倾向于高市值管理企业的陈述式信息披露而非互动式信息披露对于投资者的潜在风险较小,此时数字化转型信息互动难以形成明显的市场定价效应。③产权性质。依据是否属于国有企业,本文将样本企业分为非国有企业组以及国有企业组,列(5)与列(6)列示了相应回归结果,从中可以看出,数字化转型信息披露 *DigAR* 的回归系数在国有企业以及非国有企业均显著为正,数字化转型信息互动的回归系数仅在国有企业样本内显著。原因可能在于,国有企业的规范运作意识以及社会责任意识更加强烈,近年来国有企业改革也更加强调合规运作的重要性(辛宇等,2022)^[47],在此背景下,国有企业运用互动平台进行市值操纵的动机更小。事实上,根据本文对互动平台监管介入事件的统计发现,被介入企业样本中有90%属于非国有企业(91家企业中仅有9家属于国有企业)。国有企业运用互动平台传递的数字化转型信息更易受到市场认可,可能是数字化转型信息互动的市场定价效应在国有企业效果显著的原因。综上所述,数字化转型信息互动的市场定价效应发挥与信息披露相比存在一定条件限制,有赖于企业良好的互动声誉,尽管监管部门介入存在,但依然无法完全代替而基于年报的数字化转型信息披露在传递市场定价方面的权威性作用。

表8 考虑企业异质性的对比分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	规模较小	规模较大	动机较弱	动机较强	非国有企业	国有企业
	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>
<i>Digint</i>	-0.000 (-0.857)	0.001*** (3.616)	0.001*** (3.991)	0.000 (0.405)	0.000 (0.758)	0.001*** (4.355)
<i>DigAR</i>	0.000*** (2.642)	0.001*** (4.734)	0.000*** (4.046)	0.001*** (4.262)	0.000*** (2.968)	0.001*** (6.165)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.274*** (-4.625)	-0.568*** (-6.446)	-0.257*** (-4.357)	-0.444*** (-2.971)	-0.309*** (-5.064)	-0.799*** (-9.380)
观测值	17005	18084	25725	9364	23437	11652
调整 R ²	0.146	0.305	0.156	0.252	0.155	0.344

(4)转型行动适用性。不同企业间数字化转型行动存在差异,根据《2022年中国上市公司数字经济白皮书》,上市公司开展数字化转型行动的主要方式有:自主探索与第三方厂商定制相结合、采购第三方成熟软件工具、并购数字化技术领先的公司等,那么信息披露与信息互动带来的市场

定价效应能否适用于不同转型行动? 据此, 本文基于数字资产配置(*Asset*)、数字专利申请(*Patent*)两个维度刻画企业不同的数字化转型行动。具体地, 数字化资产配置包括数字化资产配置与数字化无形资产配置, 其中数字化固定资产的识别参考董必荣等(2022)^[48]的研究, 将附注中固定资产明细项中包含“计算机”“电子设备”“自动化”“传输网络”“信息系统”等关键词项目作为数字化固定资产; 数字化无形资产数据和数字化专利获取情况来源于CNRDS数据库。回归结果如表9所示, 列(1)与列(2)列示了数字资产配置路径下信息互动与信息披露的市场定价效应差异, 其中 $Digint \times Asset$ 与 $DigAR \times Asset$ 的回归系数均显著为正, 说明在数字资产配置行动中无论数字化转型信息披露抑或信息互动均能产生积极的市场定价效应。列(3)与列(4)列示了数字专利申请行动中信息互动与信息披露的市场定价效应差异, 其中 $Digint \times Patent$ 系数显著为正, $DigAR \times Patent$ 系数为负且不显著, 说明在数字专利申请路径下, 仅仅数字化转型信息互动与市场定价间存在的正向关系。换言之, 数字化转型信息披露无法传递由于数字专利申请带来的市场定价。上述结果的可能原因在于, 数字专利申请属于一种典型的创新活动, 而创新活动具有多元化和复杂化的特征, 陈述式信息披露下专业词汇提升了投资者解读的难度, 在传统的信息供给模式下投资者难以提供正面的市场反应(鲁惠中等, 2024)^[49], 相比之下, 信息互动能够有效降低投资者对于数字专利申请情况的理解难度, 有效提升数字专利申请行动下的市场定价效应。由此可见, 相对于信息披露而言信息互动的优势在于具有更强的适用性, 能够针对数字化转型中复杂信息进行解读从而提升市场定价。

表9 考虑转型行动的对比分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Act = Asset</i>		<i>Act = Patent</i>	
$Digint \times Act$	0.000*** (2.651)		0.000*** (3.812)	
$DigAR \times Act$		0.000*** (2.809)		-0.000 (-0.450)
<i>Act</i>	0.001*** (3.050)	0.001* (1.851)	0.011*** (2.790)	0.017*** (3.369)
<i>Digint</i>	0.001*** (4.852)		0.001*** (5.054)	
<i>DigAR</i>		0.000*** (3.505)		0.001*** (7.245)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.256*** (-3.933)	-0.248*** (-3.810)	-0.254*** (-3.902)	-0.248*** (-3.811)
观测值	35089	35089	35089	35089
调整 R ²	0.154	0.154	0.154	0.154

3. 多维度互动文本特征分析

由于数字化转型信息互动以定性文本信息为主, 因此, 本文进一步利用文本分析法对数字化转型信息互动的市场定价效应进行分析。

(1) 互动文本语调。文本语调具有较低的可证实性和可信性, 受到管理层主观影响较大, 是反映文本质量的一个重要指标(林乐和谢德仁, 2016)^[20]。文本语调偏向于乐观可能是一种对管理层向投资者展示公司前景的行为, 但是, 异常乐观的文本信息无益于加深投资者对于企业的理解, 反而有可能误导投资者判断。本文参考林晚发等(2022)^[50]的研究, 在对数字化转型信息互动中管理

层回复文本进行语调分析的基础上,进一步计算每条对话的异常乐观程度,按照年度进行均值计算。由于异常乐观程度是一个连续变量,且不受数字化转型信息互动水平的影响,因此,本文将进行数字化转型信息互动的样本按照异常乐观程度均值分为异常乐观组和正常乐观组,回归结果如表 10 第(1)列和第(2)列所示,第(1)列为异常乐观组的回归结果,*Digint*系数为正但不显著,第(2)列为正常乐观组的回归结果,*Digint*系数显著为正,结果说明,在数字化转型信息互动中采用较为客观的语调能够产生市场定价效应,而投资者能够对数字化转型信息互动中的异常语调进行识别,从而弱化了数字化转型信息互动的市场定价效应。

(2)互动信息涉及面。互动信息涉及面反映了互动过程中使用的不同词语数量。在针对数字化转型信息披露的研究过程中,余艳等(2024)^[1]指出不同词语数量能够便于投资者全面理解企业通过数字化转型实现高质量发展的可能性,克服词语数量过少导致针对数字化转型的意义感知和解释的集中和单一。那么,在互动信息中信息涉及面能否对于市场定价产生影响?对此,本文进一步统计了年度内互动中数字化转型词语出现类别,并将样本分为信息涉及面较少组以及信息涉及面较多组进行回归,回归结果如表 10 第(3)列和第(4)列所示,第(3)列为涉及面较少组的回归结果,*Digint*系数为正且在 10% 水平下显著,第(4)列为涉及面较多组的回归结果,*Digint*系数显著为正且在 1% 水平下显著。结果说明,数字化转型信息互动中信息涉及面并不影响市场定价效应。原因可能在于,数字化转型信息互动更加强调信息需求观下针对特定信息的深入回答,而披露强调利用文本对于公司数字化转型定价进行全面的介绍,在此过程中投资者可以利用披露信息获取全面信息,互动信息涉及面并不是影响市场定价效应的重要因素。

(3)答非所问程度。答非所问是管理层掩盖坏消息一种被动反应,因此,在管理层答非所问程度过高时,市场会产生负面波动。本文参考卞世博等(2022)^[21]的研究,利用余弦相似度法对数字化转型信息互动文本信息的问答相似度进行计算,并进行年度层面的平均,相似度较低说明答非所问程度较高。由于问答相似度指标连续且不受数字化转型信息互动频率的影响,因此,将存在数字化转型信息互动的样本按照问答相似度中位数分为答非所问组与针对回答组。表 10 第(5)列列示了答非所问组的回归结果,*Digint*为正但不显著,表 10 第(6)列列示了针对回答组的回归结果,*Digint*显著为正。以上结果说明,外部信息使用者不仅关注数字化转型信息互动释放的积极信号本身,同时也会关注数字化转型信息互动情景。

表 10 数字化转型信息互动的文本特征

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	异常乐观	正常乐观	涉及较少	涉及较多	答非所问	针对回答	主动性低	主动性高
	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>
<i>Digint</i>	0.000 (0.877)	0.001*** (4.288)	0.001* (1.712)	0.001*** (2.767)	0.000 (1.304)	0.001*** (3.346)	0.001*** (3.596)	0.000 (0.919)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.902*** (-9.152)	-0.505*** (-2.677)	-0.607*** (-3.465)	-0.671*** (-5.674)	-0.480** (-2.538)	-0.894*** (-8.348)	-0.857*** (-9.002)	-0.521*** (-2.954)
观测值	6744	5025	6263	5812	5983	5786	6794	5281
调整 R ²	0.434	0.266	0.287	0.451	0.273	0.420	0.393	0.296

(4)互动主动性。在数字化转型信息互动过程中存在另外一种情境:投资者并未直接针对数字化转型进行提问,而是提出一个开放式问题,例如介绍公司战略,而后管理层主动提及数字化转型相关信息。由于数字化转型本身属于战略的一种形式,因此,在此情境下进行的数字化转型信息互动并不属于答非所问。本文进一步将数字化转型信息互动分为管理层主动互动与管理层被

动互动两种情况,若投资者提问中涉及数字化转型词语,则认定为管理层被动互动,反之则为主动互动。按照年度主动互动比例将全样本分为互动主动性较低以及互动主动性较高组,相应回归结果由表10第(7)列和第(8)列所示。在第(7)列中,*Digint*的回归系数显著为正,在第(8)列中,*Digint*的回归系数为正但不显著,说明数字化转型信息互动中互动主动性影响市场定价的发现。可能原因是,高主动性意味着在投资者未展现针对数字化转型信息的针对性需求下进行的互动倾向,高主动性并未遵循信息需求观下定价增长路径,而是一种信息供给观的体现。

六、结论与启示

1. 研究结论

数字化转型信息互动对于活跃资本市场以及改善企业市场定价具有重要意义。本文以2010—2022年沪深A股上市公司作为研究样本,实证检验了数字化转型信息互动对市场定价的影响以及投资者互动相较于陈述式信息披露的优势。研究发现,数字化转型信息互动能够提升企业市场定价,这一效应仅体现在市场定价低估的企业当中。监管介入削弱了被介入企业数字化转型信息互动的市场定价效应,提升了同行业企业的市场定价效应。机制分析显示,数字化转型信息互动能够通过信号传递机制以及信息鉴别机制提升企业市场定价。对比数字化转型信息披露与信息互动的市场定价效应发现,信息互动与信息披露具备相似的持续性,虽然信息互动产生的市场定价效应仅体现在投资者规模较大、市值管理动机较低、国有企业当中,但信息互动的市场定价效应在合理性以及适用性方面具有独到的优势。针对互动信息文本分析发现,数字化转型信息互动的市场定价效应仅体现在语调更加客观、答非所问程度较低、主动性较低的信息互动中,信息涉及面对市场定价没有影响。

2. 实践启示

本文具有以下方面的实践启示:

(1)鼓励企业与投资者强化数字化转型信息互动。在投资者互动渠道日益畅通的背景下,外部投资者在“信息瀑布”中发现优秀企业的能力不断提高,为数字化转型企业实现市场定价提供了契机。对于企业而言,良好的资本市场定价也有助于实现股东价值最大化的目标。由于互动相对于披露而言具有独特的优势,为此,监管部门可编制投资者互动的正面案例宣传手册,收集投资者互动如何将数字化转型带来的内在价值优势转化为市场定价优势的相关内容,与资本市场有影响力的机构进行合作,明确投资者互动并非应付监管部门的合规性任务,而是确立信息竞争优势的新手段,促使上市公司更有动力进行数字化转型信息互动。还应继续创新已有互动平台形式,建立数字化转型信息互动专场,邀请定价低估或数字化转型取得进展的上市公司参与互动,与传统披露方式相结合,鼓励召开涉及数字化转型的临时报告专场说明会,增设互动提问环节,提升此类上市公司的资本市场曝光率。

(2)深入完善投资者互动的监管机制,提升数字化转型信息的可靠性。与披露行为相比互动的市场定价效应更加依赖企业声誉,而监管介入行为具有互动声誉风向标的作用,深刻影响数字化转型信息互动的市场定价效应。因此,监管部门应当保持对于利用互动平台进行概念炒作、虚假陈述行为的打击力度,根据投资者规模、市值管理动机、所有权性质完善监管体系,进一步加大对于互动平台主观违规行为的处罚力度,将数字化转型相关词语作为重点词汇列入重点关注名单,利用技术手段对互动内容和定期报告披露内容进行交叉比对,精准识别数字化转型信息互动中的不规范行为,并以此作为监管部门-企业定期沟通机制的交流内容,提升投资者对于互动平台的信任感,鼓励投资者就数字化转型相关问题进行提问的积极性。

(3)引导企业完善沟通策略,提升数字化转型信息互动内容质量。应当有针对性地辅导希望

通过数字化转型信息互动传递市场定价的管理层,将数字化转型信息互动内容规范性作为辅导内容,将避免使用情感色彩浓厚的乐观词语,把握数字化转型相关问题中回答尺度等内容纳入辅导内容当中。此外,还应当使企业意识到,数字化转型信息互动的主导权应当交由投资者,在投资者未出现数字化转型信息的需求时减少相关互动内容,以实现数字化转型信息互动的市场定价效应。

参考文献

- [1]余艳,王雪莹,郝金星,董小英.酒香还怕巷子深?制造企业数字化转型信号与资本市场定价[J/OL].天津:南开管理评论,2024:1-27[2024-10-14].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20230801.1031.002.html>.
- [2]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].北京:财贸经济,2023,(5):73-90.
- [3]Cheng, S.F., G.De Franco, H.Jiang, and P.Lin.Riding the Blockchain Mania: Public Firms' Speculative 8-K Disclosures[J].*Management Science*,2019,65,(12):5901-5913.
- [4]Hafeez, B., M.H.Kabir, and U.Wongchoti.Are Retail Investors Really Passive? Shareholder Activism in the Digital Age[J].*Journal of Business Finance & Accounting*,2022,49,(3-4):423-460.
- [5]丁慧,吕长江,黄海杰.社交媒体、投资者信息获取和解读能力与盈余预期——来自“上证e互动”平台的证据[J].北京:经济研究,2018,(1):153-168.
- [6]吴芃,陈依旋,顾隼场.企业社交媒体会计叙述的印象管理策略及其影响研究——来自微博的证据[J].北京:会计研究,2022,(9):78-93.
- [7]王志芳,魏嘉晨,张婷,郭婧.管理层语调是否加剧了企业内部人减持[J].北京:财贸经济,2023,(4):73-88.
- [8]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].北京:财贸经济,2021,(7):114-129.
- [9]袁涛,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].北京:中国工业经济,2021,(9):137-155.
- [10]吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.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].北京:管理世界,2021,(7):130-144,10.
- [11]马连福,王博,宋婧楠.散户更偏爱数字化吗?——基于投资者情绪异质性的研究[J].北京:经济与管理研究,2022,(9):32-54.
- [12]马连福,宋婧楠,王博.数字化转型信息披露的定价效应研究——来自概念炒作的证据[J].北京:经济与管理研究,2023,(8):17-37.
- [13]赵璨,陈仕华,曹伟.“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[J].北京:中国工业经济,2020,(3):174-192.
- [14]Liu, Z., J.Zhou, and J.Li.How do Family Firms Respond Strategically to the Digital Transformation Trend: Disclosing Symbolic Cues or Making Substantive Changes?[J].*Journal of Business Research*,2023,155,113395.
- [15]曹雅楠,赵子夜,孙文龙.数字化转型披露存在信息操纵吗——来自经营期望落差公司的证据[J].北京:经济管理,2023,(6):177-192.
- [16]张雪梅,张泽南,刘洁.控股股东股权质押与数字化转型信息披露——基于市值管理的视角[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2023,(12):38-58.
- [17]杨凡,张玉明.互联网沟通能降低股价同步性吗?——来自“上证e互动”的证据[J].武汉:中南财经政法大学学报,2020,(6):108-119.
- [18]李卫兵,李铭洋.投资者互动与上市公司股票长期停牌——基于“互动易”的经验证据[J].武汉:中南财经政法大学学报,2023,(5):80-94.
- [19]支晓强,王智灏,王瑶.社交媒体互动沟通与投资者信任——基于公司违规事件的实证研究[J].北京:中国人民大学学报,2022,(5):150-164.
- [20]林乐,谢德仁.投资者会听话听音吗?——基于管理层语调视角的实证研究[J].上海:财经研究,2016,(7):28-39.
- [21]卞世博,陈曜,汪训孝.高质量的互动可以提高股票市场定价效率吗?——基于“上证e互动”的研究[J].北京:经济学(季刊),2022,(3):749-772.
- [22]Lee, C.M., and Q.Zhong.Shall We Talk? The Role of Interactive Investor Platforms in Corporate Communication[J].*Journal of Accounting and Economics*,2022,74,(2-3):101-524.

- [23]冯彦杰,陈敏,尤奔.线下投资者关系活动与上市公司股票市场表现——基于深交所互动易平台信息的研究[J].上海金融,2019,(5):46-54.
- [24]陈华,孙汉,沈胤鸿.多说有益还是无益?交易所网络平台互动与审计师定价策略[J].杭州:财经论丛,2023,(4):80-90.
- [25]Agarwal, V., R.J.Taffler, X.Bellotti, and E.A.Nash. Investor Relations, Information Asymmetry and Market Value[J]. Accounting and Business Research, 2016, 46, (1): 31-50.
- [26]Broekhuizen, T.L., M.Broekhuis, M.J.Gijsenberg, and J.E.Wieringa. Introduction to the Special Issue-Digital Business Models: A Multi-Disciplinary and Multi-Stakeholder Perspective[J]. Journal of Business Research, 2021, 122: 847-852.
- [27]Abramova, I., J.E.Core, and A.Sutherland. Institutional Investor Attention and Firm Disclosure[J]. The Accounting Review, 2020, 95, (6): 1-21.
- [28]Rahmati, P., A.R.Tafti, J.C.Westland, and C.Hidalgo. When All Products are Digital: Complexity and Intangible Value in the Ecosystem of Digitizing Firms[J]. MIS Quarterly, 2020, Forthcoming.
- [29]Blankespoor, E., E.deHaan, and I.Marinovic. Disclosure Processing Costs, Investors' Information Choice, and Equity Market Outcomes: A Review[J]. Journal of Accounting and Economics, 2020, 70, (2-3), 101344.
- [30]谭松涛, 阙钰, 崔小勇. 互联网沟通能够改善市场信息效率吗? ——基于深交所“互动易”网络平台的研究[J]. 北京: 金融研究, 2016, (3): 174-188.
- [31]Ullah, S., N.Massoud, and B.Scholnick. The Impact of Fraudulent False Information on Equity Values[J]. Journal of business ethics, 2014, 120: 219-235.
- [32]Aghamolla, C., and K.Smith. Strategic Complexity in Disclosure[J]. Journal of Accounting and Economics, 2023, (2-3), 101635.
- [33]蔡贵龙, 张亚楠, 徐悦, 卢锐. 投资者—上市公司互动与资本市场资源配置效率——基于权益资本成本的经验证据[J]. 北京: 管理世界, 2022, (8): 199-217.
- [34]陈运森, 邓祎璐, 李哲. 非处罚性监管具有信息含量吗? ——基于问询函的证据[J]. 北京: 金融研究, 2018, (4): 155-171.
- [35]Lewis, B.W., and W.C.Carlos. The Risk of Being Ranked: Investor Response to Marginal Inclusion on the 100 Best Corporate Citizens List[J]. Strategic Management Journal, 2023, 44, (1): 117-140.
- [36]Bendig, D., R.Wagner, E.P.Piening, and J.N.Foege. Attention to Digital Innovation: Exploring the Impact of A Chief Information Officer in the Top Management Team[J]. MIS Quarterly, 2023, (4): 1487-1516.
- [37]梅蓓蕾, 郭雪寒, 叶建芳. 问询函的溢出效应——基于盈余管理视角[J]. 北京: 会计研究, 2021, (6): 30-41.
- [38]Rhodes-Kropf, M., D.T.Robinson, and S.Viswanathan. Valuation Waves and Merger Activity: The Empirical Evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77, (3): 561-603.
- [39]李文贵, 路军. 网络平台互动与股价崩盘风险:“沟通易”还是“操纵易”[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (7): 178-196.
- [40]陈华, 孙汉, 沈胤鸿. 交易所网络平台互动能缓解股价崩盘风险吗? ——基于管理层回复质量的异质性角度[J]. 上海财经大学学报, 2022, (3): 92-107.
- [41]Chen, X., L.An, Z.Wang, and J.Yu. Attention Spillover in Asset Pricing[J]. Journal of Finance, 2023, 78, (6): 3515-3559.
- [42]任飞, 王鹏程, 李呈昊, 熊熊. 分析师报告相似度对股价联动的影响研究[J]. 北京: 系统工程理论与实践, 2024, (7): 2095-2119.
- [43]肖奇, 沈华玉. 媒体关注、投资者异质信念与股价同步性[J]. 合肥: 财贸研究, 2021, (10): 99-110.
- [44]何德旭, 曾敏, 吴育辉, 刘蕴霆. 股票错误定价、市值管理与上市公司并购行为[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (10): 118-136.
- [45]马连福, 张晓庆. 控股股东股权质押与投资者关系管理[J]. 北京: 中国工业经济, 2020, (11): 156-173.
- [46]Moss, A., J.P.Naughton, and C.Wang. The Irrelevance of Environmental, Social, and Governance Disclosure to Retail Investors[J]. Management Science, 2024, (4): 2626-2644.
- [47]辛宇, 宋沛欣, 徐莉萍, 滕飞. 经营投资问责与国有企业规范化运作——基于高管违规视角的经验证据[J]. 北京: 管理世界, 2022, (12): 199-221.
- [48]董必荣, 徐怀宁, 王菁华. 企业数字化战略承诺与股价崩盘风险[J]. 北京: 会计研究, 2022, (9): 112-126.
- [49]鲁惠中, 周铭山, 林靖. 创新文本信息披露是公司一厢情愿的行为吗?[J/OL]. 天津: 南开管理评论: 1-48[2024-10-14]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20230227.1404.002.html>.
- [50]林晚发, 赵仲匡, 宋敏. 管理层讨论与分析的语调操纵及其债券市场反应[J]. 北京: 管理世界, 2022, (1): 164-180.

The Capital Market Value Effect of Information Interaction in Digital Transformation

MA Lian-fu^{1,2}, SUN Hao-ran^{1,2}, LYU Cheng-shuang³

(1.Business School of Nankai University, Tianjin, 300071, China;

2.China Institute of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin, 300071, China;

3.School of Economics, Guangxi University, Nanning, Guangxi, 530004, China)

Abstract: The interaction of digital transformation information is of great significance for activating the capital market and improving enterprise market pricing. This article takes A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2022 as research samples to empirically test the impact of digital transformation information interaction on market pricing and the unique effect advantage of investor interaction compared to declarative information disclosure. Research has found that digital transformation and information interaction can enhance market pricing for enterprises, and this relationship is only reflected in enterprises with undervalued market pricing. Regulatory intervention weakens the market pricing effect of digital transformation information interaction among the involved enterprises, and enhances the market pricing effect of peers in the same industry. Mechanism analysis shows that digital transformation information interaction can enhance enterprise market pricing through signal transmission mechanisms and information identification mechanisms. Comparing the market pricing effects of information disclosure and interaction in digital transformation, it is found that there is no difference in the sustainability of the pricing effects of interaction and disclosure. Interaction can enhance pricing rationality, but the correlation between disclosure and pricing rationality is not significant, indicating that interaction has stronger pricing rationality. The market pricing effect generated by interaction is only reflected in large investor scale, low market value management motivation, and state-owned enterprises. The allocation of digital assets can achieve market pricing through interaction and disclosure, while digital patent applications can only achieve market pricing through interaction. The above conclusion indicates that interaction has unique advantages in pricing rationality and applicability, and there is no significant difference in the sustainability of market pricing effects compared to disclosure. Regarding the analysis of interactive information texts, it was found that the market pricing effect of digital transformation information interaction is only reflected in interactions with more objective intonation, lower degree of non questioning, and lower initiative. Information involvement has no impact on market pricing. The research contribution of this article is mainly reflected in the following aspects: expanding the literature on digital transformation information disclosure and investor interaction, enriching the literature on investor interaction and capital market efficiency; It reveals the unique advantages of investor interaction compared to traditional declarative information disclosure, not only revealing the specific path of improving capital market information efficiency through investor interaction, but also deepening the understanding of signal mechanism and reputation mechanism in interactive information disclosure; Provide ideas on how to empower enterprise market pricing for digital transformation strategies by combining information disclosure. This article provides practical insights in the following areas: encouraging enterprises and investors to engage in a certain scale of digital transformation information interaction; Deeply improve the regulatory mechanism for investor interaction and enhance the reliability of digital transformation information; Guide enterprises to improve communication strategies and enhance the quality of digital transformation information interaction content.

Key Words: investor interaction; digital transformation; capital market pricing; text analysis; information asymmetry

JEL Classification: E24, J30, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.09.006

(责任编辑:闫梅)