

引用格式:刘杨方姝,易志高.企业数据资产信息披露的同群效应研究[J].技术经济,2026,45(1):107-119.

Liu Yangfangshu, Yi Zhigao. Peer effects in corporate data asset disclosure decisions[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(1): 107-119.

企业数据资产信息披露的同群效应研究

刘杨方姝, 易志高

(南京师范大学商学院, 南京 210046)

摘要:基于2008—2022年中国A股上市公司的数据,研究中国上市企业数据资产信息披露的同群效应的存在性、作用机制、异质性及经济后果。研究发现,企业的数据资产信息披露水平受到行业同群企业的影响,即数据资产信息披露存在同群效应。具体而言,从内生驱动和外生推动两个层面进行机制分析,企业的竞争趋利、共生避险和声誉管理是同群行为产生的内生驱动力,共同分析师和共同股东则是触发企业同群行为的重要社会网络。此外,数据资产信息披露的行业同群效应存在异质性,即在数据知识产权保护程度较高的地区、数据信息含量丰富的行业及数字化应用能力较强的企业,数据资产信息披露的同群效应更为显著。最后,还进一步考察了数据资产信息披露同群效应产生的经济后果和非经济后果,发现数据资产信息披露同群效应不仅能改善行业融资环境,还有助于提升整个行业的媒体关注度。研究拓展了数据资产信息披露的影响因素和同群效应的研究边界,揭示了企业披露数据资产信息带来的正面效应,为企业制定数据资产信息披露决策提供了重要的经验证据。

关键词:数据资产;信息披露;同群效应;社会网络;知识产权保护;数字技术应用

中图分类号:F275.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2026)01-0107-13

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J25072209

一、引言

作为当前经济社会数字化转型中的一种新兴资产,数据资产已得到社会的广泛认可。从会计确认的视角出发,数据资产是指由企业合法拥有或者控制的,以电子或其他方式记录的结构化或非结构化数据,具备可计量性与可交易性,能够为企业带来经济利益^①。数据资产可以帮助企业优化产品设计、研发、生产等环节,升级原有价值的创造范式,改进企业的价值创造过程,提升企业的竞争优势、生产效率和市场价值^[1-2]。然而,在现行的会计准则框架下,数据资产的披露存在显著不足。在数据资产逐步成为企业核心资源的当下,披露数据资产不仅是一种财务报告要求,更是企业战略表达和资本市场互动的重要工具^[3]。为了加强数据资产信息披露,2023年8月,财政部印发《企业数据资源相关会计处理暂行规定》,提出要推进会计领域创新研究,支持数字经济治理体系建设,加强数据资产信息披露。同年12月,财政部又发布了《关于加强数据资产管理的指导意见》,进一步强调要完善数据资产信息披露和报告。据Wind数据库统计,截至2025年5月,A股已有5414家上市公司披露2024年年报,其中共有103家上市公司在年报中披露“数据资源”相关情况,此次年报上市公司数据资产总体金额合计21.12亿元。可见,在新一轮科技革命的浪潮下,披露数据资产信息是社会关注和监管要求的必然之举。

“同群效应”一词起源于社会心理学领域,是指个体行为倾向于随所在群体内其他主体平均行为的变化而发生变化的现象^[4]。管理层在决策过程中通常面临参照性压力与信息性依赖,而同群企业的行为尤其是信息披露实践为管理层决策提供了重要依据^[5-6]。企业信息披露的同群效应一直是监管机构、企业界和学

收稿日期:2025-07-22

基金项目:国家社会科学基金重点项目“企业数据资产信息披露行为选择、经济后果与对策研究”(24AJY034);江苏省研究生科研与实践创新计划项目“数据资产信息披露的供应链溢出效应——基于企业劳动投资的研究”(KYXC25_1825)

作者简介:(通信作者)刘杨方姝(1997—),南京师范大学商学院博士研究生,研究方向:企业数据资产化;易志高(1976—),南京师范大学商学院教授,博士研究生导师,研究方向:数字金融与企业数据资产化。

①《数据资产管理实践白皮书6.0》将数据资产定义为:数据资产是指由组织合法拥有或控制的数据,以电子或其他方式记录,如文本、图像、语音、视频、网页、数据库、传感信号等结构化或非结构化数据,可进行计量或交易,能直接或间接带来经济效益和社会效益。

术界讨论的中心话题,其影响着企业在产品市场和金融市场如何发挥及发挥多大的作用。尽管现有研究在多个类型的信息披露中验证了同群效应普遍存在,如 ESG 信息^[7]、创新文本信息^[8]、管理层讨论与分析(MD&A)^[6,9],但这些研究主要聚焦于传统文本披露内容,关于企业在数据资产披露领域是否存在同群效应,以及同群效应如何影响企业在这一新兴信息维度上的披露决策,目前尚缺乏系统研究。

伴随数字经济的发展,数据资产逐渐成为企业核心生产要素与战略资源。作为能够支持智能化生产、算法优化与业务创新的新型资产,数据资产的披露不仅能够提升企业在资本市场中的透明度,还可向利益相关者传递技术能力与治理质量的积极信号,从而强化企业的技术壁垒并获取财务与声誉层面的竞争性租金^[10]。然而,与传统资产相比,数据资产具有高度的动态性、复用性和多样性,其经济价值会随着技术更新、市场需求变化及应用场景的调整而持续波动。此外,目前尚缺乏统一的数据资产计量规范,其价值评估依赖复杂的数据采集、清洗、算法建模等过程,导致企业在披露数据资产时面临显著的不确定性与估值难题^[11]。在这种高复杂性与高模糊性的环境下,企业如何进行数据资产披露,成为具有战略性的重要决策。

现有研究主要关注数据资产披露的经济后果,如资本市场反应、企业绩效改善、融资约束缓解及治理效率提升等^[12-15],对其披露行为的形成机制与影响因素探讨相对不足。鉴于数据资产本身具有较强的技术性、信息敏感性和专有性,企业披露行为往往是内生驱动与外部压力共同作用的结果。尤其在社会网络高度紧密的制度环境中,企业的信息披露决策不仅基于内部治理需求或战略考量,还深受网络结构和社会互动逻辑的影响。已有研究表明,无论是董事网络^[16-17],还是机构投资者所构建的社会网络^[18-19],均能够通过信息扩散、声誉传递与规范压力等机制影响企业的披露行为。因此,在数据资产这一新型高复杂性资产领域,探索社会网络如何塑造企业的数据资产披露决策,具有重要的理论价值与实践意义。

可能存在以下边际贡献:第一,拓展了文本信息披露的同群效应研究。聚焦于数据资产这一数字经济时代的新型信息客体,揭示了其披露行为在行业内的同群效应,为理解大数据时代企业间信息联动机制提供了新的经验证据与理论视角。第二,深化了数据资产信息披露影响因素的识别维度。突破个体内因的分析框架,从同行模仿和外部网络双重角度出发,系统构建了一个阐释企业数据资产信息披露行为内在逻辑和外部互动的框架,揭示了企业披露数据资产信息的深层次决策动因。第三,丰富了社会网络联结与信息披露同群效应之间关系的研究。以数据资产披露为切入点,实证检验了共同股东网络和共同分析师覆盖两类关键网络渠道的作用,为社会网络理论在信息披露同群效应中的具体应用提供了新的实证经验和理论借鉴。

二、研究假设和理论推导

(一) 企业数据资产信息披露同群效应的存在性

根据组织合法性理论,组织生存不仅依赖于资源交换的效率,更取决于其行为被更广泛的社会规范、价值观与信仰系统所接受的程度。数据资产信息披露作为企业决策的新兴领域,开辟了创造价值的新途径,但同样伴随较高的市场风险。企业一旦选择公开其数据资产,便会受到投资者和监管部门等外部利益相关者的广泛关注和严密监督。而数据资产具有无形性、复用性和价值易变性等特点,导致数据资产信息披露面临显著的双重困境:一方面,与传统有形资产相比,数据资产相关会计准则尚未完全明确,导致企业在实际披露时面临标准模糊的困境;另一方面,披露数据资产迫使企业建立高频审计机制,形成持续性成本压力^[20]。决策情境的模糊性和复杂性再加上既有资源有限性使得企业面临较高的信息披露风险和成本。在此情境下,企业的核心战略目标之一是主动寻求、维持和增强其组织合法性,因为合法性能作为一种有效的信号机制,降低企业与外部利益相关者之间的信息不对称,进而帮助其获取关键资源,并最终提升其在动态环境中的生存与发展概率^[21]。

在此框架下,企业围绕数据资产披露的互动行为,可以被解读为一场围绕合法性获取与竞争的战略博弈。具体而言,企业间的竞争、模仿、声誉管理构成了达成此目标的三种核心行为策略。首先,竞争行为源于合法性防御动机。当同群企业(尤其是行业标杆)率先披露其数据资产时,便无形中设定了新的合法性门槛。对于追随企业而言,保持沉默或披露不足会立即被市场解读为落后,从而面临合法性贬损的风险。为避免在资源争夺中处于劣势,企业必须被动跟进,这是一种基于动态竞争压力的合法性维持策略。其次,模

仿行为是一种高效的合法性获取途径。根据制度理论,在不确定性环境下,模仿那些成功的、更具权威性的同群企业,是一种低风险且高效的模仿性同构行为^[22]。通过采纳同群已验证的披露框架,企业可以“借用”其合法性,向外界传递其行为符合行业最佳实践的信号,从而快速消减自身的不确定性。最后,声誉管理是追求差异化合法性的高阶战略。在通过模仿获得基本合法性后,企业会通过进行增量性或更高质量的披露,旨在构建其“行业引领者”或“数据治理先锋”的独特声誉,实现从合法性追随者到引领者的跃迁^[23]。因此,数据资产信息披露的同群效应,其本质并非简单的行为趋同,而是企业在高度不确定性的制度环境中,为摆脱合法性困境而展开的一系列从被动反应到主动构建的连续性战略博弈。

基于此,本文提出假设:

企业数据资产信息披露存在行业内的同群效应(H1)。

(二) 企业数据资产信息披露同群效应的机制分析

1. 内生驱动层面

在内生驱动层面,企业之间可能会为了竞争趋利、共生避险及管理声誉,而采取跟随同群企业的数据资产信息披露水平来调整自身的披露决策,进而形成数据资产信息披露同群效应。

首先,从竞争趋利逻辑看,同群效应源于企业在战略竞争中对披露专有成本与收益的再权衡。数据资产具有可复用性,披露其应用场景可能导致核心商业模式被低成本模仿,这构成区别于传统研发泄密风险的新型专有成本^[24]。根据信息不对称理论,披露不足无法向市场传递企业的数字化竞争力,而过度披露又会使关键技术以极低边际成本暴露给竞争者。在此情形下,企业会通过观察同群企业的披露行为及市场反应来判断披露的净收益。当行业领先者率先披露数据资产并获得资本市场正向反馈时,会向其他企业释放“披露净收益为正”的信号,促使追随者模仿性披露以避免竞争劣势。例如,在新能源汽车行业,智能驾驶路测数据已成为核心数据资产。2022年小鹏汽车率先披露城市道路覆盖数据并推出城市自动导航和驾驶辅助功能后,理想与蔚来在2023年上半年迅速公布各自的城市智能驾驶推进计划与场景数据,以回应竞争压力。这一同群性反应表明,在数据资产成为关键竞争力的背景下,信息披露的沉默或滞后可能被解读为技术落后,从而引发估值压力。因此,追随者的披露行为本质上是对披露收益与专有成本权衡后的理性竞争策略。

其次,从共生避险的视角看,在高度不确定的制度与技术环境中,同群效应体现为企业通过组织学习来降低探索成本、规避披露风险的理性选择。当前数据资产披露面临“双重不确定性”:一方面,在监管层面,《暂行规定》采取“强制+自愿”并行模式,但披露方式与潜在后果之间的关系仍不清晰;另一方面,在技术层面,《数据资源暂行处理规定》仅明确了基本原则与框架,对“价值相关信息”的界定与披露深度仍缺乏操作性。由于企业对数据资产的认知与管理尚处初期,数据资产披露本身具有较高试错成本。在此情境下,企业往往通过观察同群企业的披露框架与市场反应,学习如何将无形的数据资源转化为可被资本市场理解的信息,并在模仿中共同塑造行业披露范式,从而提升制度合法性、降低决策风险。中国互联网行业关键运营指标的扩散便是典型例证:自2014年腾讯、新浪微博率先披露月活跃用户数、用户平均收入等指标以来,相关披露迅速被市场接受并形成估值基准,随后阿里巴巴、哔哩哔哩等企业纷纷效仿,使这些指标从个别创新演变为行业惯例。本质上,这一扩散过程反映了企业在不确定环境下通过相互学习与模仿来共同界定“何种非财务信息具有决策价值”。

最后,同群效应在本质上也是一场关于声誉的信号博弈。数据资产信息披露作为一种有效的沟通工具,在管理社会公众对企业应用数据资产水平的印象中具有潜在作用^[25-26]。随着越来越多的企业意识到数据资产披露能够提升其社会声誉和市场认同,在掌握行业披露基准后,能力突出的企业会产生通过差异化披露来构建竞争优势的动机。其披露更具深度、经第三方认证或更具创新性的数据资产信息,以向市场传递能力优于同群的强可信任信号,从而争夺稀缺的“声誉租金”,实现从合法性追随者到标准引领者的转变,构建可持续的竞争优势。

基于此,本文提出假设:

从内生驱动角度,竞争趋利、共生避险及管理声誉是产生数据资产信息披露同群效应的主要影响因素(H2)。

2. 外生推动层面

基于嵌入性理论的社会网络视角,共同股东与共同分析师作为企业外部社会网络的核心节点,能通过关系嵌入、结构嵌入和认知嵌入显著影响数据资产信息披露的同群效应。

首先,嵌入性理论强调经济行为受社会关系网络塑造。在数据资产披露情境中,关系嵌入构成同群效应生成的基础作用形式。企业通过共同股东或共同分析师与同行业其他企业建立直接关联网络。关于共同股东的网络治理效应,作为同时持有多个同行企业股份的机构投资者,共同股东在持股企业之间建立了跨企业治理权力网络,通过发挥激励引导和信息协调作用^[27-28],推动同群企业披露行为趋同。共同分析师的信息中介效应表现为,作为同时跟踪同一行业多家企业的信息中介,共同分析师通过降低企业间信息解读成本,显著强化同群效应传导^[29]。国内外已有研究表明,共同分析师充当资本市场上的信息传播者角色,具有跨公司传递金融信息的作用,可促成企业之间产生横向对标竞争^[30],倒逼企业模仿同群企业信息披露行为。

其次,结构嵌入。企业在社会网络中的位置影响信息流动和规范传递。根据 Burt^[31]的结构洞理论和 Granovetter^[32]的网络嵌入性框架,企业节点在网络中的中心性与桥接性决定了其信息控制力与规范传播范围^[33]。若企业被密集的共同股东和共同分析师网络覆盖时,其作为网络核心节点的结构优势将显著放大数据资产信披露的辐射效应,产生跨行业外推现象。高中心度企业的披露行为因被众多共同股东和共同分析师同步关注,其数据治理实践会产生横向传染现象。具体表现为,当共同股东和共同分析师联结不同产业时,会形成结构洞桥接点,触发跨行业实践迁移^[30]。例如,亚马逊的云计算网络服务数据治理框架被其共同股东 BlackRock 推广至工业领域,由于 BlackRock 同时重仓持有西门子股份,其通过行使股东提案要求西门子引入类似框架,最终推动西门子在可持续发展报告中披露了工业数据资产利用率与设备端数据采集覆盖率两项指标。这一过程体现了结构嵌入下核心企业信息披露实践通过股东网络实现跨产业制度扩散。

最后,认知嵌入。行业内形成的共享认知为企业披露行为提供正当性基础,当共同分析师和共同股东将“数据资产构成核心竞争力”建构为行业共识时,会产生两类协同效应。第一,共同分析师的信息中介协同。共同分析师通过覆盖多家同行企业并在研报中整合数据资产的开发、应用与价值创造过程,构建了行业层面的认知框架^[34-35]。他们将数据资产与“数字化转型”“AI 能力”“数据要素市场化”等合法性符号关联,使数据资产披露被赋予战略意义,从而提升企业对披露行为的正当性认知。这不仅促进企业主动披露、提升透明度,也通过行业基准效应强化同群模仿行为。第二,共同股东的治理协同。共同股东通过横向治理重塑企业间的竞合关系,将竞争性披露转化为协作性制度安排^[36]。他们推动领先企业率先披露、后发企业跟随,并降低披露风险感知与竞争压力^[28]。共同股东强调长期绩效和规范化披露,有动力在持股企业间推动披露策略趋同,减少估值不确定性与市场波动,进一步增强行业内的模仿学习倾向。综上,共享认知的形成与扩散,使数据资产披露的同群效应在行业层面得到持续强化。

基于此,本文提出假设:

从外生推动角度,共同分析师和共同股东是触发企业数据资产信息披露同群效应的重要社会网络(H3)。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

选取 2008—2022 年中国 A 股上市公司数据作为研究样本。由于 2007 年之后数字化工具开始广泛使用,企业开始陆续披露数据资产信息,因此研究区间为 2008—2022 年。以中国 A 股上市公司数据为初始样本,在此基础上剔除:①金融和保险行业的样本;②连续两年亏损及暂停上市的样本;③部分财务数据缺失的样本,最终得到 3773 家企业 18979 个样本数据。数据资产信息披露的数据来自上市公司年报,其他变量的数据来源为国泰安数据库,为了保证结果的准确性,对所有的连续性变量进行了 1%的缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

数据资产信息披露为解释变量。通过文构(WinGo)数据库的“种子词+Word2vec 相似词扩充”的文本分

析方法来衡量数据资产信息披露。先对 2008—2022 年上市公司的年度报告的数据资产信息进行挖掘,具体测度步骤如下:①将“数据资产”和“数据资源”作为种子词。②采用 Word2vec 神经网络语言模型和深度学习手段,对年报文本中的语料进行训练,得到种子词汇的深度学习相似词集。为了反映指标的准确性,保留相关度大于 0.5 的相似词从而完成词典的构建。由于牛彪等^[14]只保留了相关度大于 0.5 的相似词的前 10 个词进行测度,为了保证结论的稳健性,分别将词典的前 10 个相似词(“狭义”)和全部 26 个相似词(“广义”)进行测度。③构建衡量数据资产信息披露水平如式(1)所示。

$$DADIS_{i,t} = \frac{\left(\sum_{j=1}^n FRE \right) \times SIM_{i,t}}{TOTELFRE_{i,t}} \quad (1)$$

其中: $DADIS_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的数据资产信息披露水平; $\sum_{j=1}^n FRE$ 为词典中种子词及相似词在企业 i 第 t 年度披露的词频; $SIM_{i,t}$ 为词典中第 n 个词汇与种子词汇的相似度; $TOTELFRE_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年度年报的总词频数。为确保研究结论的稳健性,依据词典覆盖范围差异,构造了两种测度指标:狭义数据资产信息披露水平($DADIS_1$)和广义数据资产信息披露水平($DADIS_2$)。数据资产词典词汇构成见表 1。

表 1 数据资产词典词汇构成

| 序号 | 词汇 | 序号 | 词汇 | 序号 | 词汇 | 序号 | 词汇 | 序号 | 词汇 |
|----|------|----|--------|----|------|----|------|----|------|
| 1 | 信息资源 | 7 | 数据平台 | 13 | 知识管理 | 19 | 数据模型 | 25 | 系统资源 |
| 2 | 数据挖掘 | 8 | 数据分析系统 | 14 | 信息共享 | 20 | 网络资源 | 26 | 数据仓库 |
| 3 | 数据源 | 9 | 基础信息 | 15 | 数据信息 | 21 | 计算资源 | | |
| 4 | 大数据 | 10 | 知识库 | 16 | 数据存储 | 22 | 数据交换 | | |
| 5 | 数据共享 | 11 | 数据分析 | 17 | 空间数据 | 23 | 地图信息 | | |
| 6 | 海量数据 | 12 | 政务信息 | 18 | 基础数据 | 24 | 共享平台 | | |

2. 解释变量

同群企业数据资产信息披露水平($PEER_DA$)。参考 Manski^[4]的研究,构建式(2)衡量核心解释变量 $PEER_DA_{i,j,t}$ 。

$$PEER_DA_{i,j,t} = \frac{1}{N-1} \left(\sum_{i=1}^N DADIS_{i,j,t} - DADIS_{i,j,t} \right) \quad (2)$$

其中: i, j, t 分别为企业、行业、年份; N 为企业 i 所属行业内企业数量,代表行业 j 中企业 i 的同群企业(焦点企业除外)在 t 年数据资产信息披露的平均水平。为考察同群企业对目标企业数据资产信息披露的影响,根据式(2)分别构建狭义和广义两种同群企业数据资产信息披露测度指标,即 $PEER_DA_1$ 和 $PEER_DA_2$ 。

3. 控制变量

首先,控制与企业信息披露有密切联系的以下变量:总资产收益率(ROA)、账面市值比(MTB)、经营活动现金流(CF)、企业规模($SIZE$)、资产负债率(LEV)、托宾 Q 值(TQC)、市净率(PB)、营业收入增长率($GROW$)、流动比率($FLOW$)、营运资产周转率($TUOV$)。其次,基于同群效应的基本特征,还控制了行业内同群企业的相关特征。此外,为避免行业内过度集中导致研究结论出现偏差,控制了行业集中度。最后,控制法制因素及宏观经济情况以缓解外部因素导致的结论偏差问题。

4. 模型设定

一般来说,同群效应分为两部分:一部分源自同伴群体外生因素,即外生同伴效应;另一部分则源自同伴群体的内生因素,即内生同伴效应。为验证假设 H1,参考 Leary 和 Roberts^[37]及吴娜等^[38]的研究思路,构建了如式(3)所示模型进行实证检验。

$$DADIS_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PEER_DA_{i,j,t-1} + Controls_{i,j,t-1} + Controlspeer_{i,j,t-1} + Ind + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

其中: $DADIS_{i,j,t}$ 为行业 j 中企业 i 在第 t 年的数据资产信息披露水平; $PEER_DA_{i,j,t-1}$ 为行业 j 中企业 i 的同群企业(焦点企业本身除外)在第 $t-1$ 年的平均数据资产信息披露水平; $Controls_{i,j,t-1}$ 为行业 j 中企业 i 的企业(企业 i 除外)在第 $t-1$ 年度的企业特征变量; $Controlspeer_{i,j,t-1}$ 为行业 j 中企业 i 的同群企业(企业 i 除外)在第 $t-1$ 年

度企业特征变量的平均水平; Ind 、 $Year$ 、 $City$ 分别为行业、年份和地区固定效应; $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机扰动项。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 显示了主要变量的描述性统计。狭义与广义数据资产信息披露的均值分别为 0.010 和 0.008,最小值均为 0,最大值分别为 0.967 和 0.601,表明企业数据资产信息披露程度总体较低且企业之间的披露程度差别较大。进一步地,同群企业数据资产信息披露均值和中位数的数据表明各个行业的企业数据资产信息披露差异较大,表明探究同行数据资产信息披露对目标企业数据资产披露信息有统计意义。

表 2 主要变量的描述性统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 25 分位 | 中位数 | 75 分位 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|-------|
| $DADIS_1$ | 18979 | 0.010 | 0 | 0 | 0 | 0.041 | 0 | 0.967 |
| $DADIS_2$ | 18979 | 0.008 | 0 | 0 | 0.009 | 0.023 | 0 | 0.601 |
| $PEER_DA_1$ | 18979 | 0.078 | 0.009 | 0.049 | 0.099 | 0.140 | 0 | 1.000 |
| $PEER_DA_2$ | 18979 | 0.085 | 0.013 | 0.066 | 0.110 | 0.126 | 0 | 1.000 |

(二) 回归结果

表 3 显示了企业数据资产信息披露的同群效应存在性的回归结果。(1)列是未加入控制变量的基准回归,(2)列是未控制相关固定效应(行业、年份和地区)的基准回归, $PEER_DA_1$ 和 $PEER_DA_2$ 的系数均在 1%的水平上显著,初步验证了本文假设 1。(3)列和(4)列汇报了加入所有控制变量和相关固定效应的回归结果, $PEER_DA_1$ 和 $PEER_DA_2$ 的系数为 0.048 和 0.027,在 1%的水平上显著,验证了假设 H1。从经济意义上看,同伴企业的狭义数据资产信息披露程度每增加一个单位,使得焦点企业的数据资产信息披露程度的提升 4.8%,同伴企业的广义数据资产信息披露程度每增加一个单位,使得焦点企业的广义数据资产信息披露程度提升 2.7%。因此,无论是在统计意义还是经济意义上,焦点企业的数据均与同伴企业的数据资产信息披露程度具有显著的正向关联。研究结果表明,在数字经济时代新兴信息技术革命的背景下,中国企业数据资产信息披露同群效应的存在以及同群企业对监管机构出台政策法规的响应度。

表 3 企业数据资产信息披露同群效应存在性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | $DADIS_1$ | $DADIS_2$ | $DADIS_1$ | $DADIS_2$ |
| $PEER_DA_1$ | 0.104 *** (53.79) | | 0.048 *** (12.72) | |
| $PEER_DA_2$ | | 0.066 *** (67.03) | | 0.027 *** (12.82) |
| <i>Controlspeer/Controls</i> | No | No | Yes | Yes |
| <i>Industry/ Year/City FE</i> | No | No | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 18979 | 18979 | 18979 | 18979 |
| R^2 | 0.132 | 0.191 | 0.192 | 0.267 |

注:括号内为 t 值;*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

(三) 内生性检验^②

1. Heckman 两阶段回归

为了控制检验中存在的由选择性偏差产生的内生性问题,利用 Heckman 两阶段进行检验。构建 Probit 回归模型,使用 Fama-French 五因子模型构建的股票特质波动率($Ivol$)作为工具变量。此外,参考 Li 和 Wang^[39]的研究,选取当年位于主要地区但不属于该行业的企业数据资产信息披露水平均值($Indpeer$)作为

^② 限于文章篇幅,内生性回归结果未列出,留存备索。

第二个工具变量。选取该工具变量之后再计算逆米尔斯比率(IMR),用以检验上市公司特征变量是否会影响其披露数据资产信息($ISPeerDA$);之后,将 IMR 作为控制变量加入式(1),以检验可能存在的选择性偏差对研究结论的影响。回归结果表明,加入 IMR 后,同群企业数据资产信息披露水平的回归系数均在1%的水平上显著,支持了研究假设。

2.2SLS 和系统系统广义矩估计

数据资产信息披露决策可能存在一定的内生性问题。首先,考虑到企业数据资产信息披露水平可能存在持续性,以年份为单位,前期的信息披露水平会影响当期的信息披露。其次,行业内企业在遭遇相同的外部冲击时,可能会产生行为决策的共同反应。因此,将采用工具变量回归,利用股票特质波动率($Ivol$)作为工具变量,并分别用两阶段最小二乘法和系统广义矩估计两种方法进行检验。回归结果表明,所有自变量的回归系数显著为正,支持了前文假设。由于共同趋势导致的内生性,单纯依靠工具变量法难以克服,而系统广义矩估计在动态面板数据模型的估计效果较好,因此进一步采用动态面板对数据资产信息披露的同群效应进行检验,使用系统广义矩估计方法进行参数估计,具体引入被解释变量的一阶滞后项,构建模型如式(4)所示。

$$DADIS_{i,j,t} = \alpha + \mu DADIS_{i,j,t-1} + \beta PEER_DA_{i,j,t-1} + Controls_{peer_{i,j,t-1}} + Controls_{i,j,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

其中: $DADIS_{i,j,t-1}$ 为行业 j 中企业 i 第 $t-1$ 年的数据资产信息披露水平。系统广义矩估计检验结果显示,Hansen 检验的 $p>0.1$,表明选取的工具变量不存在过度识别问题,工具变量检验的 $p>0.1$,实证结果依然支持前文的所有假设。

(四) 稳健性检验^③

1. 变更自变量衡量方式

参考张俊瑞等^[13]的研究设计,利用关键词在年报中出现的句频,重新对数据资产信息披露程度进行计算。采用年度报告中披露数据资产文本信息词典中所有关键词的句子频率综合占句子总数的比例度量数据资产信息披露频率,回归结果表明变更自变量衡量方式之后,研究结论仍然成立。

2. 地区同群效应

除了将同行业企业定义为同群企业以外,已有研究还将位于同一地区的企业定义为同群企业^[40]。受地区的商业经济环境(如金融发展速度、经济发展水平及市场化竞争强度等因素)影响,可能促使企业在决策过程中模仿同地区其他企业的行为。回归结果表明,以省份为标准划分同群企业之后,研究结论仍然成立。

3. 安慰剂检验

本文发现,同行企业的数据资产信息披露可能对目标企业披露水平有促进作用,这一关联可能存在一定的偶然性。为此,利用安慰剂检验进行分析。将披露数据资产信息的企业随机分配给上市企业,生成模拟的解释变量,并对式(2)进行1000次回归,若影响焦点企业披露数据资产信息的主要因素并非同行企业的披露,而是其他未观测到的因素,则模拟结果的系数应显著为正。相反,若影响因素确为同行企业的信息披露行为,则模拟结果的系数应不显著。回归结果表明,所有自变量的回归系数均不显著,与本文的基本结论相符,即企业数据资产信息披露频率的上升是由同群企业数据资产信息披露水平增加所致,而并非其他未观测到的因素或噪音影响所致。

五、机制分析

(一) 内生驱动机制

1. 竞争趋利

从竞争趋利的角度,同行企业披露的数据资产信息越多,可能意味着竞争对手的数字化转型程度越高。由于产品市场竞争程度激烈,为夺取更多优质资源,抢占市场份额,巩固企业在市场中的竞争地位,就必须向投资者、股东等利益相关者展示自身的数字化优势,披露更多的数据资产信息。参考吴娜等^[38]的研究,采

③ 限于文章篇幅,稳健性回归结果未列出,留存备索。

用企业个股勒纳指数(*Ler*)和企业所处行业的勒纳指数(*Indler*)两个指标来衡量在同行企业披露数据资产信息的情况下目标企业的竞争压力感知状态。*L. Ler* 衡量了滞后一期企业的个股勒纳指数^④;*L. Indler* 衡量了企业所处行业滞后一期的勒纳指数,采用企业上期所处行业的赫芬达尔指数来衡量。*L. Ler* 的数值越大,意味着企业上期的竞争地位越高,企业上期在行业内的竞争程度越低;*Indler* 的数值越大,表示市场竞争程度越低。表4的(1)列和(2)列回归结果显示,滞后一期的个股勒纳指数和同群企业数据资产信息披露水平的交乘项(*L. Ler*×*PEER_DA*₁ 和 *L. Ler*×*PEER_DA*₂)的回归系数显著。表4的(3)列和(4)列结果显示,滞后一期的行业勒纳指数和同群企业数据资产信息披露水平的交乘项(*L. Indler*×*PEER_DA*₁ 和 *L. Indler*×*PEER_DA*₂)的回归系数也显著,支持竞争机制的存在。

表4 竞争趋利的机制检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | <i>DADIS</i> ₁ | <i>DADIS</i> ₂ | <i>DADIS</i> ₁ | <i>DADIS</i> ₂ |
| <i>PEER_DA</i> ₁ | 0.020 *** (3.29) | | 0.072 *** (14.94) | |
| <i>PEER_DA</i> ₂ | | 0.017 *** (4.79) | | 0.040 *** (13.87) |
| <i>L. Ler</i> × <i>PEER_DA</i> ₁ | -0.168 *** (-11.31) | | | |
| <i>L. Ler</i> × <i>PEER_DA</i> ₂ | | -0.076 *** (-9.41) | | |
| <i>L. Indler</i> × <i>PEER_DA</i> ₁ | | | -0.162 *** (-7.61) | |
| <i>L. Indler</i> × <i>PEER_DA</i> ₂ | | | | -0.082 *** (-6.84) |
| <i>L. Ler</i> | 0.005 *** (-6.10) | 0.003 *** (-5.37) | | |
| <i>L. Indler</i> | | | 0.005 (1.62) | 0.003 * (1.74) |
| <i>Controls</i> _{peer/Controls} | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year/City FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 18979 | 18979 | 18979 | 18979 |
| <i>R</i> ² | 0.187 | 0.229 | 0.184 | 0.227 |

注:括号内为*t*值;*、**、*** 分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

2. 共生避险

从共生避险的角度,企业通过信息学习识别潜在风险,从而调整自身数据资产信息披露策略,符合组织学习理论中的“替代性学习”^[41]与制度理论中的“模仿性同构”^[22]观点。因此,“信息学习程度”直接映射了“避险”动机的行为强度。参考程新生等^[8]和李姝等^[9]的研究,使用*L. Bot10*和*L. Mid80*两个指标来衡量企业的信息学习程度。*L. Bot10*为企业上期所处行业追随者的虚拟变量,若企业上期的市场占有率处于行业后10%,则该变量取值为1,否则为0;*L. Mid80*则为企业上期所处行业中间者的虚拟变量,若目标企业的上期市场占有率为位于行业中间80%的样本时赋值为1,位于行业前10%的样本时赋值为0。表5的(1)列和(2)列的回归结果显示,滞后一期的行业追随者虚拟变量和同群企业数据资产信息披露水平的交乘项*L. Bot10*×*PEER_DA*₁(*PEER_DA*₂)的回归系数显著。(3)列和(4)列的回归结果显示,滞后一期的行业中间者虚拟变量和同群企业数据资产信息披露水平的交乘项*L. Mid 80*×*PEER_DA*₁(*PEER_DA*₂)的回归系数均显著。这说明对信息需求较高的企业而言,同行企业的数据资产信息披露对于焦点企业的数据资产信息披露具有正向促进作用,从而验证了共生避害机制。

3. 声誉管理

声誉的建立和维护是企业市场竞争中取胜的关键。采用四段式中介模型对声誉管理机制进行检验。

④ 计算方式为[(企业上期的营业收入-上期的营业成本-上期的销售费用-上期的管理费用)]/上期的营业收入

借鉴管考磊和张蕊^[42]的研究,采用 *Rep* 指标衡量企业的声誉管理程度,该指标综合考虑了各方利益相关者对企业声誉的评价,具有一定的有效性和完备性。本文采用 12 个指标结合因子分析法计算企业的声誉得分,按照顺序给声誉赋值为 1~10。表 5 中(5)列的回归结果显示,*Rep* 的回归系数显著;(6)列的回归结果显示,*Rep* 的回归系数也显著。这说明对需要维护自身声誉的目标企业而言,同行企业的数据资产信息披露对于焦点企业的数据资产信息披露具有正向促进作用,从而验证了声誉管理机制。

表 5 共生避险和声誉管理的机制检验

| 变量 | 共生避险 | | | | 声誉管理 | |
|---|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | <i>DADIS</i> ₁ | <i>DADIS</i> ₂ | <i>DADIS</i> ₁ | <i>DADIS</i> ₂ | <i>DADIS</i> ₁ | <i>DADIS</i> ₂ |
| <i>PEER_DA</i> ₁ | 0.009 ** (2.07) | | 0.012 ** (2.19) | | 0.061 *** (9.83) | |
| <i>PEER_DA</i> ₂ | | 0.038 *** (12.42) | | 0.006 ** (2.22) | | 0.009 *** (2.85) |
| <i>L. Bot30</i> × <i>PEER_DA</i> ₁ | 0.068 *** (13.52) | | | | | |
| <i>L. Bot30</i> × <i>PEER_DA</i> ₂ | | 0.002 *** (2.93) | | | | |
| <i>L. Mid80</i> × <i>PEER_DA</i> ₁ | | | 0.055 *** (8.80) | | | |
| <i>L. Mid80</i> × <i>PEER_DA</i> ₂ | | | | 0.032 *** (8.85) | | |
| <i>L. Rep</i> × <i>PEER_DA</i> ₁ | | | | | 0.013 ** (2.27) | |
| <i>L. Rep</i> × <i>PEER_DA</i> ₂ | | | | | | 0.029 *** (9.19) |
| <i>L. Bot30</i> | -0.004 *** (-5.29) | -0.002 *** (-6.56) | | | | |
| <i>L. Mid80</i> | | | -0.002 ** (-2.52) | -0.001 ** (-2.09) | | |
| <i>L. Rep</i> | | | | | 0.000 (0.50) | 0.000 (0.75) |
| <i>Controlspeer/Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year/City FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 18979 | 18979 | 18979 | 18979 | 17620 | 17620 |
| <i>R</i> ² | 0.183 | 0.227 | 0.182 | 0.225 | 0.183 | 0.223 |

注:括号内数值为 *t* 值; *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

(二) 外部推动机制

1. 共同分析师

同时预测两家或两家以上企业的分析师被称为共同分析师。对于目标企业而言,被同一位或几位分析师预测的其他企业被称为共同分析师联结下的同群企业。参考杜勇等^[29]的研究设计,以共同分析师的数量 *N* 为权重,计算共同分析师覆盖下同群企业数据资产信息披露水平(*PEER_COA_DA*),具体如式(5)所示。

$$PEER_COA_DA_{i,j,t} = \frac{\sum_{i \neq j} (N_{i,j,t} \times DADIS_{i,j,t})}{\sum_{i \neq j} N_{i,j,t}} \quad (5)$$

表 6 的(1)列和(2)列显示了共同分析师作为外部驱动力量的机制检验的回归结果。*PEER_COA_DA*₁ 和 *PEER_COA_DA*₂ 的系数分别为 0.124 和 0.226,均在 1% 的水平上显著为正,表明焦点企业的数据资产信息披露程度与共同分析师覆盖企业的数据资产信息披露程度显著正相关。从经济意义上来看,被共同分析师覆盖的企业的狭义数据资产信息披露程度每增加一个单位,使得焦点企业的狭义数据资产信息披露程度的提升 12.4%,被共同分析师覆盖的企业的广义数据资产信息披露程度每增加一个单位,使得焦点企业的

广义数据资产信息披露程度提升了 22.6%。因此,研究结果表明被共同分析师覆盖的企业的数据资产信息披露程度与同伴企业的数据资产信息披露程度存在显著的正向关系,即共同分析师是企业数据资产信息披露同群效应的外部驱动因素。

2. 共同股东

同时持股两家或两家以上企业且位于企业前 10 大股东之列的股东被称为共同股东。对于目标企业而言,被相同股东同时持股的其他企业被称为共同股东联结下的同群企业。以共同股东的数量 M 为权重,计算共同股东网络同群企业数据资产信息披露水平($PEER_COI_DA$),具体如式(6)所示。

$$PEER_COI_DA_{i,j,t} = \frac{\sum_{i \neq j} (M_{i,j,t} \times DADIS_{i,j,t})}{\sum_{i \neq j} M_{i,j,t}}$$

(6)

其中: $M_{i,j,t}$ 为目标企业 i 与同行业企业 j 在第 t 年度所共有的分析师数量。为检验共同分析师的作用机制,根据式(5)分别构建两类指标:共同分析师覆盖下同群企业狭义数据资产信息披露水平($PEER_COA_DA_1$)和共同分析师覆盖下同群企业广义数据资产信息披露水平($PEER_COA_DA_2$)。

表 6 的(3)列和(4)列显示了共同股东作为外部驱动力量的机制检验的回归结果。(3)列结果显示, $PEER_COI_DA_1$ 系数为 0.169,在 1%的水平上显著为正。从经济意义上来看,被共同股东持股的企业的狭义数据资产信息披露程度每增加一个单位,焦点企业的狭义数据资产信息披露程度的提升了 16.9%。(4)列结果显示, $PEER_COI_DA_2$ 的系数为 0.101。从经济意义上来看,被共同股东持股的企业的广义数据资产信息披露程度每增加一个单位,焦点企业的广义数据资产信息披露程度提升了 10.1%。因此,研究结果表明共同股东持股焦点企业的数据资产信息披露程度与同伴企业的数据资产信息披露程度存在显著的正向关系,即共同股东是企业数据资产信息披露同群效应的外部驱动因素。

表 6 外部推动的机制检验

| 变量 | 共同分析师 | | 共同股东 | |
|------------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | $DADIS_1$ | $DADIS_2$ | $DADIS_1$ | $DADIS_2$ |
| $PEER_COA_DA_1$ | 0.124 *** (6.44) | | | |
| $PEER_COA_DA_2$ | | 0.226 *** (10.92) | | |
| $PEER_COI_DA_1$ | | | 0.169 *** (9.07) | |
| $PEER_COI_DA_2$ | | | | 0.101 *** (6.50) |
| <i>Controlspeer/Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year/City FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 18979 | 18979 | 18979 | 18979 |
| R^2 | 0.175 | 0.223 | 0.177 | 0.220 |

注:括号内为 t 值;*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

六、进一步分析

(一) 异质性分析^⑤

1. 知识产权保护程度

已有研究指出,知识产权保护对企业信息披露有促进作用^[43]。根据外部性理论,知识产权保护减少了企业披露数据资产信息的专有成本,并维护由此产生的潜在收益,进而影响企业的数据资产信息披露决策。借鉴周泽将等^[43]的研究设计,采用国家知识产权局公开发布的《全国知识产权发展状况报告》中披露的知

⑤ 限于文章篇幅,异质性回归结果未列出,留存备索。

识产权保护指数除以 100 后的数值来衡量地区知识产权保护程度 (Lip)。之后按照年度中位数进行分组,将知识产权保护程度 (Lip) 高于中位数的地区定义为知识产权保护程度较高的地区,列入虚拟变量 ($Lipp$) 为 1 的分组;低于中位数的地区定义为知识产权保护程度较低的地区,列入虚拟变量 ($Lipp$) 为 0 的分组。结果表明,在知识产权保护程度较高的地区,企业数据资产信息披露的同群效应更为显著。

2. 数据资源丰富程度

在行业方面,中国数据资源应用场景丰富,根据数据应用领域来分,信息传输、软件和信息技术服务业、制造业、批发和零售业是数据资源信息含量较为丰富的行业,这三个行业可认为是数据资源应用领域的代表性行业,也表明数据资源信息披露频率与行业应用有密切关联。因此,设置虚拟变量 $Indd$,当企业属于制造业、信息传输、软件和信息技术服务业及批发和零售行业时, $Indd$ 取 1,否则取 0。结果表明,在数据资源较为丰富的行业,企业数据资产信息披露的同群效应更为显著。

3. 数字化应用能力

作为数字化时代企业必备的生存技能和知识资产,数字化应用能力是企业在激烈的财务智能化竞争环境中占据市场优势地位的重要影响因素。数字化应用能力强的企业更可能会追随同群企业进行数据资产信息披露。为此,使用 CSMAR 数据库与华东师范大学工商管理学院联合研发的“数字化应用评分”指标来衡量企业的数字技术应用水平,数字化应用评分包含技术创新、流程创新和业务创新三个层面的应用。在利用 Python 软件统计以上三个层面的特征词频次后,再计算企业的数字化应用评分 ($0.6342 \times \text{技术创新} + 0.2378 \times \text{流程创新} + 0.128 \times \text{业务创新}$)。之后,按行业年度中位数进行分组,设置虚拟变量 $GDAS$ 。高于行业年度中位数的划分为数字化应用能力较强的企业, $GDAS$ 为 1;低于行业年度中位数的划分为数字化应用能力较弱的企业, $GDAS$ 为 0。回归结果表明,当企业的数字化应用能力较强时,同行企业的数据资产信息披露行为会显著影响焦点企业的信息披露水平。

(二) 数据资产信息披露同群效应的后果分析^⑥

1. 经济方面：数据资产披露同群效应与融资约束

数据资产信息披露可以降低企业的融资约束。企业披露数据资产相关信息在资本市场上可增加投资者对企业的整体认同度,从而增强自身融资优势。同时,数据资产本身可作为融资的工具,企业可以通过数据信贷融资和数据证券化实现数据资本化。为验证以上分析,计算企业融资成本及行业融资成本,融资成本由股权融资成本和债务融资成本加和计算得出,股权融资成本采用异常盈余增长模型(OJN 模型)计算,债务融资成本利用财务报表附注中利息支出加上资本化支出的总额除以长短期债务总额计算。此外,在企业融资成本 ($LCOST$) 基础上计算了行业融资成本 ($LCOST_i$),并参考吴娜等^[38]的研究设计来检验企业数据资产信息披露同群效应对企业融资成本及行业融资成本的影响。回归结果表明,企业数据资产信息披露同群效应越大,行业融资环境越好,融资成本越低,这说明企业对同群企业数据资产信息披露的模仿会产生一定的溢出效应。

2. 非经济方面：数据资产披露同群效应与媒体关注

信息生产成本是制约媒体深入报道的关键因素。数据资产本身具有高度的专业性和复杂性,若每个企业都采用迥异的披露框架,将极大增加媒体记者理解、比对和解读信息的难度。而同群效应的存在,促使企业间在披露格式、核心指标与叙述逻辑上趋于收敛,这实质上在行业内形成了一种“披露惯例”或“事实标准”。这种标准化极大地降低了媒体的信息处理成本^[44];媒体可以基于一套相对统一的认知模板,快速抓取不同企业披露的核心信息,并进行横向比较与行业趋势分析。当信息的解读与生产变得更加高效时,媒体更倾向于且更有能力对该领域进行持续性、规模化的报道,这有效降低了媒体报道的门槛,从供给层面保障了关注度的提升。为了验证以上分析,计算企业媒体关注度及行业媒体关注度,媒体关注度采用媒体报道总量衡量。回归结果表明,企业数据资产信息披露同群效应越大,行业媒体关注度越高,这表明企业对同群企业数据资产信息披露的模仿,会产生一定的溢出效应。

^⑥ 限于文章篇幅,经济后果分析的回归结果未列出,留存备案。

七、结论

随着数字化转型的推进,各行各业都在不同程度上依赖或产生数据,同时越来越多企业意识到数据资产的价值,并开始重视对数据资产的管理与利用。企业在数据资产的积累、处理与应用方面具备一定的信息优势。然而,目前中国数据资产信息披露尚不充分,存在披露标准不统一、信息可靠性低等问题。为深入理解数据资产信息披露的动因,本文根据组织合法性理论、信号传递理论及声誉管理理论,构建了数据资产信息披露的行为逻辑框架,并从同群效应的角度实证检验了企业间模仿与趋同行为的表现机制,揭示了数据资产信息披露背后的社会互动逻辑。研究结论发现,同群效应驱动数据资产信息披露存在双重机制:第一,内生模仿机制。同行企业因业务同质性和环境相似性,天然存在披露行为模仿倾向。企业基于竞争逐利、共生避险以及声誉维护动机,会主动调整自身披露策略以趋同于同群水平,形成内源性同群效应。第二,外生性网络强化机制。基于数据资产的特殊属性,嵌入理论揭示社会网络对同群效应的外推催化作用,而共同股东与共同分析师作为重要的结构性网络节点,通过信息传递与治理干预重构同行业企业间披露互动模式,从而触发同群效应。进一步研究发现,同群企业披露数据资产信息可以改善行业融资环境和提高行业媒体关注度。

以上结论对企业、行业及政府的相关实践具有启示意义。①企业层面:焦点企业应将同行企业披露的数据资产信息解读为机遇和威胁的叠加,并以此强化社会网络联结,提升自身信息披露质量与网络中心性,从而及时获取同业信息与资源;②行业层面:构建行业数据资产管理体系以增强同群效应,行业协会需发挥监督与引导作用,建立数据资产信息交流平台并加强知识产权保护,帮助企业在真实了解行业动态的同时激发良性竞争与转型动力;③政府层面:应完善顶层设计,细化数据资产管理规范,加强数字基建与数据交易平台建设,为企业有效整合与运用数据资产营造安全有序的外部环境。

参考文献

- [1] 谢康,夏正豪,肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制:产品创新视角[J]. 中国工业经济, 2020(5): 42-60.
- [2] HANNILA H, SILVOLA R, HARKONEN J, et al. Data-driven begins with DATA; potential of data assets[J]. Journal of Computer Information Systems, 2022, 62(1): 29-38.
- [3] 赵治纲,于瑶. 对当前我国会计研究的反思与展望[J]. 会计研究, 2023(6): 19-30.
- [4] MANSKI C F. Identification of endogenous social effects: The reflection problem[J]. The Review of Economic Studies, 1993, 60(3): 531-542.
- [5] ROYCHOWDHURY S, SHROFF N, VERDI R S. The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment: A review[J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 68(2/3): 101246.
- [6] DURNEV A, MANGEN C. The spillover effects of MD&A disclosures for real investment: The role of industry competition[J]. Journal of Accounting and Economics, 2020, 70(1): 101299.
- [7] 李宗泽,李志斌. 企业 ESG 信息披露同群效应研究[J]. 南开管理评论, 2023, 26(5): 126-138.
- [8] 程新生,杜舒康,程昱. 行业信息助推下的长效激励决策与创新绩效跃升研究[J]. 管理世界, 2023, 39(8): 172-202.
- [9] 李姝,杜亚光,张晓哲. 同行 MD&A 语调对企业创新投资的溢出效应[J]. 中国工业经济, 2021(3): 137-155.
- [10] 苑泽明,于翔,李萌. 数据资产信息披露、机构投资者异质性与企业价值[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(11): 32-47.
- [11] 罗玫,李金璞,汤珂. 企业数据资产化:会计确认与价值评估[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2023, 38(5): 195-209, 226.
- [12] 危雁麟,张俊瑞,汪方军,等. 数据资产信息披露与分析师盈余预测关系研究——基于文本分析的经验证据[J]. 管理工程学报, 2022, 36(5): 130-141.
- [13] 张俊瑞,危雁麟,尹兴强,等. 企业数据资源信息披露影响审计收费吗?——基于文本分析的经验证据[J]. 审计研究, 2023(3): 60-71.
- [14] 牛彪,杜雨晴,于翔,等. 数据资产信息披露与债券融资成本[J]. 广东财经大学学报, 2024, 39(5): 88-101.
- [15] SUN X, DU Z. Enhancing capital market efficiency: The role of data assets disclosure in reducing stock price synchronicity[J]. International Review of Economics and Finance, 2024, 94: 103351.
- [16] 陈运森. 独立董事网络中心度与公司信息披露质量[J]. 审计研究, 2012(5): 92-100.
- [17] CAI Y, DAHALIWAL D S, KIM Y, et al. Board interlocks and the diffusion of disclosure policy[J]. Review of Accounting Studies, 2014, 19(3): 1086-1119.
- [18] 张俊瑞,仇萌,张志超. 机构投资者抱团与公司前瞻性信息披露[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(5): 53-66.
- [19] 李晨溪,陈宋生,谭韵. 机构投资者社会网络与关键审计事项信息质量[J]. 当代财经, 2023(5): 142-156.
- [20] 牛彪,于翔,苑泽明,等. 数据资产信息披露与审计师定价策略[J]. 当代财经, 2024(2): 154-164.
- [21] BJORNALI E S, FERRAN G, ANDERS B. Reveal or conceal? Signaling strategies for building legitimacy in clean tech firms[J]. Sustainability,

- 2017, 9(10): 1815-1833.
- [22] DIMAGGIO P J, POWELL W W. The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. *American Sociological Review*, 1983, 48(2): 147-160.
- [23] REIHLEN M, SCHLAPFNER J F, SEEGER M, et al. Strategic venturing as legitimacy creation: The case of sustainability[J]. *Journal of Management Studies*, 2022, 59(2): 417-459.
- [24] 许宪春, 张钟文, 胡亚茹. 数据资产统计与核算问题研究[J]. *管理世界*, 2022, 38(2): 16-30, 2.
- [25] WEI Y, ZHANG J, CHENG M, et al. Does data asset disclosure contribute to the market efficiency? Evidence from China[J]. *Research in International Business and Finance*, 2025, 73(2): 102549.
- [26] 陈晓珊, 李哈菲, 刘洪铎. 数据资产信息披露与企业战略选择[J]. *产业经济研究*, 2024(6): 100-113.
- [27] HE J, HUANG J K. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional block holdings[J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [28] CHEN Y, LI Q, NG J, et al. Corporate financing of investment opportunities in a world of institutional cross-ownership[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 69(1): 102041.
- [29] 杜勇, 刘婷婷, 李宁. 共同分析师网络下企业金融资产配置同群与股价崩盘风险[J]. *会计研究*, 2023(7): 103-117.
- [30] GOMES A, GOPALAN R, LEARY M T, et al. Analyst coverage networks and corporate financial policies[J]. *Management Science*, 2024, 70(8): 5016-5039.
- [31] BURT R S. Structural holes: The social structure of competition[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1995.
- [32] GRANOVETTER M S. The Strength of Weak Ties[J]. *American Journal of Sociology*, 1973, 78(6): 1360-1380.
- [33] PODOLNY J M. Networks as the pipes and prisms of the market[J]. *American Journal of Sociology*, 2001, 107(1): 33-60.
- [34] HALME M. Corporate environmental paradigms in shift: Learning during the course of action at UPM-Kymmene[J]. *Journal of Management Studies*, 2002, 39(8): 1087-1109.
- [35] CHEN T, HARFORD J, LIN C. Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(2): 383-410.
- [36] 汤旭东, 王艳盈, 陈思岑. 共同股东与供应链协同创新——基于专利互引的视角[J]. *经济管理*, 2024, 46(4): 49-65.
- [37] LEARY M T, ROBERTS M R. Do peer firms affect corporate financial policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(1): 139-178.
- [38] 吴娜, 白雅馨, 安毅. 主动模仿还是被动反应: 商业信用同群效应研究[J]. *南开管理评论*, 2022, 25(3): 149-161.
- [39] LI C, WANG X. Local peer effects of corporate social responsibility[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2022, 73: 102187.
- [40] 原东良, 李建莹, 尚铎. 企业创新投资的城市同群效应研究[J]. *审计与经济研究*, 2022, 37(2): 116-127.
- [41] HAUNSCHILD P R, MINER A S. Modes of interorganizational imitation: The effects of outcome salience and uncertainty[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1997, 42(3): 472-500.
- [42] 管考磊, 张蕊. 企业声誉与盈余管理: 有效契约观还是寻租观[J]. *会计研究*, 2019(1): 59-64.
- [43] 周泽将, 汪顺, 张悦. 知识产权保护与企业创新信息困境[J]. *中国工业经济*, 2022(6): 136-15.
- [44] ZAVYALOVA A, PFARRER M D, REGER R K, et al. Managing the message: The effects of firm actions and industry spillovers on media coverage following wrongdoing[J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 55(5): 1079-1101.

Peer Effects in Corporate Data Asset Disclosure Decisions

Liu Yangfangshu, Yi Zhigao

(School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing 210046, China)

Abstract: Based on data from Chinese A-share listed companies between 2008 and 2022, the existence, mechanism, heterogeneity, and economic consequences of herd behaviour in data asset disclosure among Chinese listed firms was conducted. The findings reveal that firms' data asset disclosure levels are influenced by their industry peers, confirming the presence of herd behaviour in this disclosure practice. Specifically, a dual-level analysis of endogenous drivers and exogenous catalysts reveals that firms' competitive profit-seeking, symbiotic risk avoidance, and reputation management constitute the endogenous drivers of herd behaviour. Concurrently, shared analysts and common shareholders serve as pivotal social networks triggering such collective actions. Furthermore, the industry-specific clustering effect in data asset disclosure exhibits heterogeneity. It is more pronounced in regions with stronger data intellectual property protection, industries rich in data content, and firms with advanced digital application capabilities. Finally, it further examines the economic and non-economic consequences of this group-following effect in data asset disclosure. The findings indicate that such group-following not only improves industry financing environments but also enhances media attention across the entire sector. It expands the boundaries of studies on the determinants and herd effects of data asset information disclosure, highlights the positive impacts of corporate data asset disclosure, and provides crucial empirical evidence for enterprises making data asset disclosure decisions.

Keywords: data assets; information disclosure; social networks; peer effects; intellectual property protection; digital technology applications