

# 共同机构所有权能抑制“言过其实”的数字化披露吗？

孙凤娥

(北京林业大学 经济管理学院,北京 100083)

**[摘要]**企业的数字化披露是利益相关者了解其数字化行动的主要途径,然而,在缺乏披露标准和有效监督的情况下,企业有机会通过夸大数字化程度来迎合资本市场偏好。鉴于此,选取 2008—2021 年 A 股上市公司样本,研究共同机构所有权对数字化过度披露的影响。研究发现:共同机构所有权能有效抑制企业“言过其实”的数字化披露行为;机制检验表明,共同机构所有权可发挥竞争缓解效应及协同治理效应,从而减少企业对数字化的过度披露;异质性分析表明,只有长期共同机构持股才能够抑制数字化的过度披露,且共同机构所有权仅对所在地市场化程度较低、税负和财务负担较小企业的数字化过度披露行为产生抑制作用。结论丰富了数字化和企业信息操纵领域的研究,并为当前如何看待共同机构持股行为提供了新的分析视角。

**[关键词]**共同机构所有权;数字化过度披露;竞争缓解;协同治理;合谋舞弊;信息操纵;迎合行为;公司治理

**[中图分类号]**F272 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2024)06-0085-09

## 一、引言

2024 年 4 月 12 日,国务院发布了《关于加强监管防范风险 推动资本市场高质量发展的若干意见》(新“国九条”),其中提出要加强信息披露和公司治理监管,增强市场透明度。但现实中,企业的某些行为难以准确界定、衡量或差异化程度较高,导致目前缺乏统一的披露体系、标准以对这些事项实现完全的数据化和可视化披露<sup>[1]</sup>。对于这类事项,企业通常采用文本信息为主的披露方式,且披露风格日益复杂化、个性化<sup>[2]</sup>,披露形式也呈现多样化趋势,这无形中给监管工作带来了很大困难,进而导致披露内容的真实性和准确性难以保证。具体而言,这类事项包括企业的环保(减碳、绿色)努力<sup>[3-5]</sup>、社会责任履行<sup>[6]</sup>及数字化水平<sup>[7-8]</sup>等。

当前,“数字化”已成为资本市场追逐的热点话题。以“数字化”为关键词在沪深交易所互动平台进行搜索可发现,2023 年沪深两市有 9400 多条互动内容涉及数字化。由此可见,投资者普遍看好数字化。而数字化转型投入大、风险高、周期长的特点令很多企业望而却步<sup>[8]</sup>,这些企业为了迎合投资者对“数字化”的偏好,可借助过度披露数字化信息向外界释放利好信号。这一行为无疑违背了全面注册制下“以信息披露为核心”的理念,扰乱了市场秩序,降低了资源配置效率,不利于数字经济的深入推进。

尽管目前已有关于数字化披露失实的相关研究,但主要关注其存在性<sup>[8]</sup>及产生的影响<sup>[9-10]</sup>等,忽视了对其治理因素的探索。作为上市公司的重要股东之一,机构投资者在很大程度上影响了企业的行为,随着持股市值占比逐渐提高,其影响力越来越大,且近年来其投资活动呈现出一个新的特征——共同所有权<sup>[11-12]</sup>,即在同一行业内具有竞争关系的两家或多家公司中同时持股的机构投资者日益增多,这对资本市场、各行业乃至整个经济层面都产生了重要影响。现有研究表明,一方面,共同持股赋予机构投资者信息优势和治理经验,从而使其能够发挥更有效的监督作用,提高所持股公司的治理水平;另一方面,共同机构投资者也存在与管理层“合谋舞弊”的动机<sup>[13]</sup>,通过信息操纵以提高股价,谋取短期收益。那么,共同机构所有权究竟会抑制还是促进企业“言过其实”的数字化披露行为?

鉴于此,本文以 2008—2021 年沪深交易所 A 股上市公司为样本,实证检验共同机构所有权对数字化披露迎合行为的影响。本文可能的边际贡献在于:(1)构造了数字化过度披露指数,进一步验证了企业数字化披露存在对资本市场的迎合,补充了数字化和企业信息操纵领域的研究;(2)虽然现有文献从多角度考察了影响企业信息披露迎合行为的因素,但大多将企业视为独立的个体,忽略了同行企业间的互动,而本文站在共同机构持股

**[收稿日期]**2024-02-26

**[基金项目]**国家社会科学基金一般项目(21BTJ001);中央高校基本科研业务费项目人文社科振兴项目(2021SRY04)

**[作者简介]**孙凤娥(1988—),女,山东潍坊人,北京林业大学经济管理学院副教授,硕士生导师,博士,从事公司财务、公司战略与转型发展研究,E-mail:sunfenge88@126.com。

产生的联动效应视角考察了数字化过度披露行为的影响因素;(3)目前学界对共同机构持股潜在的反竞争效应有一定争议,而本文的研究发现,共同持股提高了机构投资者的治理能力和治理动力,有助于提升企业信息披露的真实性,这一发现表明共同机构持股也存在“好的一面”,为当前究竟应该促进还是抑制机构共同持股的政策辩论提供了一个替代分析视角。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)数字化披露对资本市场的迎合

所谓“迎合”,是指企业为了最大程度地吸引投资者,在各项决策中都投其所好。比如,Cooper等研究发现,投资者对当下的“热门词汇”存在狂热或非理性的追逐,因此,名称中含有“互联网”相关词汇的股票更受追捧,为了迎合这一偏好,很多公司进行了更名<sup>[14]</sup>。最早正式提出“迎合理论”的是Baker和Wurgler<sup>[15]</sup>,他们研究发现,公司的股利政策受投资者现金股利偏好的影响,当发放现金股利的公司溢价程度较高时,管理层在下一期倾向于发放更多的现金股利。其后,很多其他领域的研究也验证了迎合理论,如投资活动<sup>[16]</sup>、股票分割<sup>[17]</sup>、盈余管理<sup>[18]</sup>、社会责任履行<sup>[19]</sup>、研发活动<sup>[20]</sup>、环境信息披露<sup>[5]</sup>等均存在迎合倾向。当前,投资者对公司的数字化行为给予了较高的关注和评价。因此,公司有动机迎合投资者对数字化的偏好。

迎合投资者偏好的策略有多种,策略成本是企业考量的关键因素之一。相比切实的行动,在信息披露上的象征性迎合并不会增加直接成本且风险较低,可以快速解决企业面临的问题。而且相比数字信息,文本信息披露灵活性更高、面临的法律风险更低,所以更易被操纵<sup>[21]</sup>。数字化信息披露恰好具有“文本为主,数字为辅”的特点,这为企业的披露迎合行为提供了空间<sup>[4]</sup>。同时,数字化披露迎合行为的识别难度较大,信息解读成本高,利益相关者短期内没有足够的能力和动力对信息进行甄别,加上目前缺乏统一的数字化披露框架和标准,使得该行为被媒体等公众渠道曝光的可能性较低,进一步助长了企业对数字化的过度披露。据此,本文提出研究假设H<sub>1</sub>。

H<sub>1</sub>:为迎合资本市场偏好,企业存在“言过其实”的数字化披露行为。

### (二)共同机构所有权对数字化过度披露行为的影响

数字化过度披露行为的动因在于企业面临的压力、机会及借口。共同机构所有权一方面可以产生竞争缓解效应、协同治理效应,通过缓解“压力”、减少“机会”来抑制企业的数字化过度披露行为;另一方面也可能产生合谋舞弊效应,为管理层提供“借口”来加剧数字化的过度披露。

#### 1. 竞争缓解效应

行业的过度竞争会导致企业陷入抢夺资源、抢占市场的高压威胁状态,促使管理者从事更多的机会主义行为以减少未来可能出现的损失<sup>[23]</sup>,数字化过度披露便是其中一种。信息披露的失真会误导同行业竞争者、扭曲其战略决策,造成负外部性损失<sup>[24]</sup>,从而损害共同机构投资者的投资组合价值。因此,共同机构投资者有动机减少同行间的恶性竞争。同时,共同机构投资者作为信息在同行公司间流动的中介,可以加强信息传播、促进信息共享<sup>[25]</sup>及资源共享<sup>[26]</sup>,降低投资组合公司在产品市场方面达成一致的难度,促进公司间的合作<sup>[27]</sup>。行业内竞争的减少可以激励管理者减少机会主义行为,更真实地披露相关信息。

共同机构所有权可以减少企业面临的来自资本市场的竞争压力。企业与投资者间存在天然的信息不对称,倘若竞争者存在“言过其实”的数字化披露类行为,会迫使本企业也采取该行为,否则可能导致本企业无法获得投资者的关注,进而引发股价下跌。而共同机构投资者持股可以帮助企业向外部释放良好信号,降低企业与投资者间的信息不对称,提振投资者信心。相比一般机构投资者,共同机构投资者更具信息优势,其对同行业中两家公司股票的去留决定,更能表明两家公司相对价值的高低,其交易活动释放的股票信息也更具揭示性<sup>[25]</sup>。因此,共同机构投资者持股为企业释放了利好信号,使其无需过于迎合投资者的偏好。由此可见,共同机构所有权可通过缓解企业面临的来自产品市场和资本市场的竞争,来降低企业过度披露数字化信息的压力。

#### 2. 协同治理效应

现有研究表明,共同机构投资者能够发挥更有效的监督作用,产生更好的治理效果<sup>[13]</sup>,从而减少管理层数字化披露迎合的机会。一方面,共同机构投资者具有更强的治理能力。首先,在信息获取与解读方面,共同机构投资者通过持有某一特定行业的多只股票来整合有关同行的信息,增强了其获取新信息或更高精度信息的可能

性<sup>[25]</sup>,且相较于一般机构投资者和其他股东,共同机构投资者的行业专长赋予其更强的信息解读能力<sup>[28]</sup>,更能有效鉴别专业性更强、识别门槛更高的数字化信息。其次,在监督成本方面,共同机构投资者对投资组合公司的监督成本随组合内同行业企业数量的增加而下降<sup>[13]</sup>。由于同行业企业往往面临相同的市场环境、具有相似的业务模式及技术手段,共同机构投资者对一家公司的信息处理手段和经验可以复制到投资组合内的其他公司,降低信息处理成本<sup>[28]</sup>,从而能够以更低的成本监督企业的数字化披露行为。最后,在话语权方面,在同行公司中持股比例较高的共同机构投资者的行业经验优势较大、退出威胁较高,因此,其话语权更高<sup>[27]</sup>,可以直接影响企业在公司治理<sup>[29]</sup>、信息披露政策和产品市场策略<sup>[30]</sup>等方面的决策,这提高了共同机构投资者在治理提案中向管理层投反对票并生效的可能<sup>[31]</sup>,从而降低了管理层操纵数字化信息的空间。

另一方面,共同机构投资者对投资组合企业的监督动力更大。共同所有权会起到杠杆作用,放大机构投资者的治理损益。通过机构的交叉持股,上市公司变得越来越互联<sup>[32]</sup>,因此,共同机构投资者对公司施加的每一单位的监控努力,不仅可以使其从公司本身的治理改善中获益,还可以从其投资组合中同行公司治理的随后改善中获益。相反,一旦投资组合中一家公司被发现存在数字化披露迎合行为,共同机构投资者将面临来自资本市场的“连坐”惩罚。资本市场不仅会对操纵信息的公司本身做出反应,也会对其股东共同持股的其他公司做出反应<sup>[33]</sup>。综上,共同机构投资者具有更强的治理能力和监督动力,可发挥更好的协同治理作用,从而减少企业操纵数字化信息的“机会”。由此,本文提出假设 H<sub>2a</sub>。

H<sub>2a</sub>:共同机构所有权能够抑制企业“言过其实”的数字化披露行为。

### 3. 合谋舞弊效应

资本具有逐利性,作为大股东的机构投资者,也存在利用信息不对称来侵害中小股东利益的动机。一方面,数字化转型投入大、风险高、见效慢,极可能导致共同机构投资者的短期经济利益蒙受损失,而数字化的过度披露行为只要掩藏得好,不仅不会耗费成本,还可以迎合外部投资者的偏好,快速提升共同机构投资者的投资组合价值。另一方面,共同机构所有权削弱了同行业的竞争,降低了企业数字化转型可带来的超额收益,使企业丧失了对数字化进行“真投入”的动力。因此,在缺乏统一的披露体系、标准,且监管困难的背景下,相比切实的数字化投入,数字化过度披露可能更受共同机构投资者“青睐”。

同时,共同机构所有权为企业操纵数字化相关信息、提高信息壁垒提供了更便利的条件<sup>[28]</sup>。由于行业间存在技术壁垒,而数字化转型又与企业具体业务高度相关,内容专业性强<sup>[4]</sup>,共同机构投资者有能力主导组合内企业建立数字化披露方面的统一“话术”,提高数字化信息的“迷雾指数”。这会进一步加大其他投资者对数字化信息的解读成本,进而为共同机构投资者谋取更多的超额收益。管理层也可将“为投资者谋取利益”作为“借口”,实现与共同机构投资者的合谋,从而加剧企业数字化的过度披露程度。基于此,本文提出假设 H<sub>2b</sub>。

H<sub>2b</sub>:共同机构所有权会加剧企业“言过其实”的数字化披露行为。

## 三、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

本文选择 2008—2021 年 A 股上市公司作为研究样本,并根据以下标准进行样本筛选:(1)剔除金融类上市公司样本;(2)剔除财务状况存在异常的 ST、\*ST 类公司样本;(3)剔除关键数据缺失的样本。同时,对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理,以避免极端值的影响。企业的数字化转型披露程度数据通过对上市公司年报进行文本分析取得,实际数字化转型投入通过手工整理企业年报附注中无形资产明细项下与数字化转型相关的部分取得,其他基础数据主要来自国泰安(CSMAR)、Wind 资讯等数据库。

### (二) 模型设计与变量定义

要判定企业是否存在对数字化的过度披露,可通过考察同行业企业数字化转型的资本市场溢价对企业下一年的数字化披露、真实投入影响的差异来实现。基本逻辑是:如果本年数字化转型的股市溢价程度较高,在不存在信息操纵的情况下,下一年企业为获取更高股市溢价应增加数字化实际投入,数字化披露随之增加。如果仅仅数字化披露(“言”)随之增加,而数字化实际投入(“实”)并未增加,说明企业存在“言过其实”的数字化披露行为。因此,为验证假设 H<sub>1</sub>,本文设定回归模型(1):

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 mpbr_{it-1} + \alpha_2 controls_{it} + \mu_i + e_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被解释变量  $Y$  分别表示数字化信息披露程度 ( $dpl$ )、数字化转型投入 ( $dtr$ ),  $mpbr$  表示上一年数字化转型的资本市场溢价程度,代表投资者对数字化转型的偏好。其中,数字化披露程度 ( $dpl$ ) 参考吴非等<sup>[34]</sup>提出的方法来衡量。数字化转型投入 ( $dtr$ ) 的测度参考庞瑞芝和刘东阁<sup>[35]</sup>的做法,以数字化硬件和软件投资总额与总资产的比值再乘以 10000 来表示。数字化转型的资本市场溢价 ( $mpbr$ ) 参考 Baker 和 Wurgler 衡量股利分配溢价程度的方法<sup>[15]</sup>,以同年度、同行业中披露数字化转型公司与不披露数字化转型公司市值账面比的均值之差衡量,并做滞后一期处理,以考察上一年投资者的偏好是否会影响本年公司的数字化转型披露及实际投入。

$controls$  为控制变量集合,主要包括:企业规模 ( $lnass$ )、资产负债率 ( $lev$ )、总资产报酬率 ( $roa$ )、总资产增长率 ( $growth$ )、总资产周转率 ( $aturn$ )、产权性质 ( $state$ )、是否存在两职兼任 ( $dual$ )、独立董事占比 ( $inum$ )、第一大股东持股比例 ( $oshare1$ )、上市公司注册地所在省份市场化指数 ( $mindex$ )、以所处行业前四家企业份额集中度 ( $cr4$ ) 衡量的行业竞争度。 $\mu_i$  表示个体固定效应; $e_t$  表示时间固定效应。

在对数字化过度披露行为进行初步验证后,本文构建模型(2)直接检验数字化过度披露行为与资本市场溢价程度 ( $mpbr$ ) 之间的关系。

$$exa_{it} = \beta_0 + \beta_1 mpbr_{it-1} + \beta_2 controls_{it} + \mu_i + e_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

参考孙晓华等<sup>[5]</sup>以及 Yu 等<sup>[36]</sup>,本文首先将企业数字化转型披露程度 ( $dpl$ ) 及实际数字化转型投入 ( $dtr$ ) 进行 Z-Score 归一化处理,以消除量纲的影响,接下来以两者之差构建数字化过度披露指数 ( $exa$ ),即:

$$exa_{it} = \frac{dpl_{it} - \overline{dpl}}{\sigma_{dpl_t}} - \frac{dtr_{it} - \overline{dtr}}{\sigma_{dtr_t}} \quad (3)$$

$exa$  越大代表数字化披露与实际投入间的差异越大,对资本市场的迎合程度越高。如果模型(2)中  $\beta_1$  系数显著为正,表明企业存在为迎合资本市场而过度披露数字化信息的行为。为检验  $H_{2a}$ 、 $H_{2b}$ ,本文构建模型(4):

$$exa_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 crsd_{it} + \lambda_2 controls_{it} + \mu_i + e_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $crsd$  表示企业是否被共同机构投资者持股,所谓共同机构投资者是指在同行业两家及以上上市公司中各持有超过 5% 股权的机构投资者。后续稳健性检验中,本文分别以  $crsn$ 、 $crst$  代替  $crsd$ 。 $crsn$  代表共同机构所有权连结程度,以持有该公司的共同机构投资者家数的对数表示; $crst$  为共同机构所有权持股比例,表示所有共同机构投资者对该公司的总持股比例<sup>[32]</sup>。

#### 四、实证分析

##### (一)描述性统计

表 1 为主要变量的描述性统计结果。其中,  $exa$  的均值为 0.0132,中位数为 0.0369,表明多数企业的数字化披露程度超过了其真实投入水平;最大值为 17.0989,说明部分公司的过度披露程度较高。 $crsd$  的均值为 0.1079,表明约有 10% 的上市公司被共同机构投资者持股。其他指标值均在正常范围内,在此不予赘述。表 2 为按照是否被共同机构投资者持股进行分组的统计结果,共同机构持股的公司  $exa$  的均值和中位数分别为 -0.0040、0.0330,未被共同机构持股的公司  $exa$  的均值和中位数分别为 0.0150、0.0370,均高于前者,初步支持研究假设  $H_{2a}$ 。

##### (二)初步回归结果分析

表 3 为模型(1)、模型(2)、模型(4)的初步回归结果。由列(1)和列(2)的回归结果可知,企业数字化披露程度 ( $dpl$ ) 与上一年数字化转型的资本市场溢价 ( $mpbr$ ) 显著正相关,而数字化投入 ( $dtr$ ) 与  $mpbr$  无显著关系,表明随着投资者对企业数字化转型认可度的提高,企业增加了数字化信息的披露,但数字化相关投入并未随之增长,

表 1 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$exa$	0.0132	1.1367	-6.9660	0.0369	17.0989
$dpl$	10.4500	28.0411	0.0000	1.0000	544.0000
$dtr$	16.6533	41.6928	0.0000	3.4910	286.3580
$crsd$	0.1079	0.3102	0.0000	0.0000	1.0000
$crsn$	0.0816	0.2407	0.0000	0.0000	1.6094
$crst$	0.0279	0.0975	0.0000	0.0000	0.5535
$lnass$	22.1767	1.2944	19.7016	22.0042	26.1078
$lev$	0.4359	0.2102	0.0557	0.4285	0.9372
$roa$	0.0401	0.0655	-0.2475	0.0383	0.2278
$growth$	0.1497	0.2735	-0.3266	0.0896	1.6135
$aturn$	0.6602	0.4569	0.0690	0.5564	2.7095
$state$	0.3673	0.4821	0.0000	0.0000	1.0000
$inum$	3.1748	0.5802	0.0000	3.0000	8.0000
$dual$	1.7277	0.4451	1.0000	2.0000	2.0000
$oshare1$	34.2620	14.9427	0.2863	32.0225	89.9910
$mindex$	9.4390	1.7653	-0.1610	9.7320	12.3900
$cr4$	0.4346	0.1725	0.1440	0.4236	1.0000

表 2 分组描述性统计

$exa$	非共同机构持股	共同机构持股
均值	0.0150	-0.0040
中位数	0.0370	0.0330

即存在数字化披露对资本市场的迎合。列(3)的回归结果进一步证实了上述结论,企业数字化过度披露程度(*exa*)随着数字化转型的资本市场溢价的提升而提升,假设  $H_1$  得以初步验证。列(4)为模型(4)的回归结果,共同机构所有权(*crsd*)的回归系数显著为负,说明共同机构持股有助于改善企业的数字化过度披露行为,假设  $H_{2a}$  得以初步验证。

(三) 内生性处理

1. 遗漏变量偏误检验

本文主要采用 Oster<sup>[37]</sup> 的边界检验方法对遗漏变量偏误进行检验。Oster 的边界检验方法有两种,一是检验是否存在和已观测到的变量同等重要的未观测到的变量对模型估计结果产生影响;二是检验未观测到的变量至少要产生多少倍于已观测到的变量的影响(即:  $|\delta|$  值)才能够使回归系数  $\beta = 0$ 。如果  $|\delta|$  大于 1,则结果通过检验。模型(4)的遗漏变量偏误检验结果如表 4 所示。解释变量为 *crsd* 时,通过方法一测算的  $\beta$  系数实际值处于 *crsd* 的 95% 置信区间内,通过检验。根据方法二测算的  $\delta$  值为 17.16,表明只有当未观测到的变量产生的影响超过已观测到变量的 17 倍时才能使  $\beta = 0$ ,这很难成立,该结果表明不太可能存在未观测到的变量对本文的结果产生显著影响。

2. 工具变量法

为缓解互为因果导致的内生性问题,本文选择滞后一期的每股税后现金股利作为工具变量做进一步检验。滞后一期的每股税后现金股利满足相关性,通常,共同机构投资者(例如养老保险基金、社保基金等)每期面临较稳定的现金流出,其更偏好投资具有稳定现金流回报的资产,因此现金股利支付水平是影响共同机构持股的重要因素。同时,滞后一期的每股税后现金股利满足外生性,与数字化过度披露行为无直接关系,是较为理想的工具变量。从表 5 第(1)列的识别不足检验统计量(Anderson canon. corr. LM statistic、Chi-sq(1) P-val)、弱工具变量检验统计量(Cragg-Donald Wald F statistic、10% maximal IV size)可知,模型不存在识别不足及弱工具变量问题,工具变量的选择在统计意义上也是合理的。共同机构所有权(*crsd*)的回归系数仍显著为负,表明在克服互为因果的内生性问题后,初步回归结果依然成立。

3. Heckman 二阶段回归

针对可能存在的选择偏误问题,本文采用 Heckman 二阶段回归来解决。第一阶段,采用 Probit 模型考察滞后一期的公司特征变量是否会影响当期的共同机构所有权,基于此,估算逆米尔斯比率(*IMR*)。第二阶段,将 *IMR* 作为控制变量加入模型(4),以纠正选择偏误问题,相关回归结果列示于表 5 第(2)列,结果显示,逆米尔斯

表 3 初步回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>dtr</i>	<i>dpl</i>	<i>exa</i>	<i>exa</i>
<i>mpbr</i>	-0.0050 (-0.5429)	0.0123 ** (2.2721)	0.0006 ** (2.0261)	
<i>crsd</i>				-0.0649 *** (-2.5919)
<i>controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-5.2237 (-0.5556)	-87.4572 *** (-15.9141)	-2.9994 *** (-10.5250)	-3.0419 *** (-10.6470)
<i>year/firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29968	29968	29968	29968
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.032	0.151	0.046	0.047

注:括号中为 *t* 检验值;\*\*\*、\*\* 和 \* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;受篇幅所限,控制变量结果未列出,如有需要可向作者索取;下同。

表 4 遗漏变量偏误检验

被解释变量	解释变量	检验方法	判断标准	实际值	是否通过检验
<i>exa</i>	<i>crsd</i>	方法一	$\beta = \beta(Rmax, \delta) \in (-0.1136, -0.0154)$	-0.0614	是
		方法二	$ \delta  > 1$	17.16	是

表 5 内生性处理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工具变量法	Heckman 二阶段回归	最近邻匹配	半径匹配	核匹配
	<i>exa</i>	<i>exa</i>	<i>exa</i>	<i>exa</i>	<i>exa</i>
<i>crsd</i>	-1.8421 ** (-2.3317)	-0.0697 ** (-2.5543)	-0.0611 ** (-2.3198)	-0.0659 *** (-2.6262)	-0.0649 *** (-2.5915)
<i>IMR</i>		-0.1212 ** (-2.2046)			
<i>controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-4.6537 *** (-3.6390)	-2.2338 *** (-4.6331)	-2.9206 *** (-9.7970)	-3.0460 *** (-10.6570)	-3.0419 *** (-10.6457)
<i>year/firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson canon. corr. LM statistic	28.718				
Chi-sq(1) P-val	0				
Cragg-Donald Wald F statistic	28.725				
10% maximal IV size	16.38				
<i>N</i>	18592	25750	25758	29958	29962
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	-0.162	0.046	0.052	0.047	0.047

比率通过了5%的显著性检验,表明存在样本选择偏误,采取 Heckman 两阶段法控制样本选择偏误具有合理性。共同机构所有权(*crsd*)的回归系数仍显著为负,表明本文核心结论依然成立。

4. 倾向得分匹配法(PSM)

为进一步缓解选择偏误导致的内生性问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM法)对模型(4)进行检验。首先,将存在数字化过度披露行为的样本作为处理组,否则,视为对照组。其次,利用 Logit 模型计算数字化过度披露的倾向得分。其中,被解释变量为是否存在数字化过度披露程度(*treat*),解释变量为前述一系列控制变量。再次,回归估计前对所有协变量进行了平衡性检验,并均已通过。最后,分别采用最近邻匹配(匹配比例为1:1)、半径匹配(匹配半径值为0.01)、核匹配(带宽为0.06)方法对样本进行匹配,并利用匹配样本对模型(4)进行回归,结果如表5第(3)列至第(5)列所示,PSM回归结果均与基准结果一致。

(四)稳健性检验

为保证研究结论的可靠性,本文进行了以下稳健性检验:(1)改变被解释变量的度量方法,公式(3)中数字化转型投入参考张永坤等<sup>[38]</sup>的方法,以数字资产占无形资产的比重来衡量;(2)改变解释变量的度量方法,分别以共同机构所有权连结程度(*crsn*)、共同机构所有权持股比例(*crst*)代替 *crsd*;(3)排除共同机构投资者绝对控股及相对控股情形,以消除由此形成的企业集团形态的影响;(4)调整样本期,由于中国数字技术的高速发展和推广应用主要体现在2010年以后,因此稳健性检验中将样本期调整为2010—2021年。经以上处理后,主要变量的回归系数与初步回归结果保持一致,表明初步回归结果较为稳健(结果未列示,留存备索)。

五、机制检验

在前述理论分析中,共同机构所有权通过缓解企业在产品市场及资本市场上的过度竞争,降低企业面临的“压力”;通过发挥协同治理效应,减少企业信息操纵的“机会”,从而遏制企业的数字化披露迎合行为。因此,参照最新权威文献中的机制检验方法<sup>[39]</sup>,本文主要采用模型(5)对上述两种效应进行检验:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 crsd_{it} + \gamma_2 controls_{it} + \mu_i + e_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中,*M*表示机制变量。同时,本文进一步对机制变量(*M*)进行了 Bootstrap 检验及 Sobel 检验。

(一)共同机构所有权的竞争缓解效应

1. 行业竞争压力的缓解

为检验共同机构所有权对企业面临的行业竞争压力的影响,本文以企业的超额利润(*difmar*)作为行业竞争程度的代理变量。其中,超额利润为本公司营业毛利率减去同年度、同行业、同持股情况(是否被共同机构投资者持股)的企业营业毛利率的均值,*difmar*越大,表明企业面临的行业竞争程度越弱。回归结果如表6第(1)列所示,共同机构所有权(*crsd*)的回归系数显著为正,表明共同机构持股确实提高了企业的超额利润。同时,Bootstrap 检验及 Sobel 检验的结果均在1%水平上显著,这也表明行业竞争压力确实在共同机构所有权遏制数字化过度披露行为的过程中发挥了中介作用。

2. 来自资本市场压力的缓解

为检验共同机构所有权能否向资本市场释放利好信号,从而缓解其面临的来自资本市场的压力,本文以投资者信心(*con*)作为机制变量。关于投资者信心指数(*con*)的度量,本文参考雷光勇等<sup>[40]</sup>的研究。回归结果如表6第(2)列所示,可以发现,共同机构所有权显著提升了投资者信心,Bootstrap 检验及 Sobel 检验结果均具有统计显著性,也表明投资者信心(*con*)发挥了中介作用。综上,本文从产品市场及资本市场角度验证了共同机构所有权发挥的竞争缓解效应。

(二)共同机构所有权的协同治理效应

共同机构所有权是否发挥了协同治理效应?为检验这一影响路径,本文以上市公司透明度(*tr*)作为机制变

表6 影响机制检验

	(1) <i>difmar</i>	(2) <i>con</i>	(3) <i>tr</i>
<i>crsd</i>	0.0049 * (1.9175)	0.1411 *** (12.4011)	0.0307 ** (2.1755)
<i>controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.1394 *** (-4.8134)	3.7525 *** (26.9737)	-0.8787 *** (-5.8060)
<i>year/firm</i>	Yes	Yes	Yes
N	29965	28628	20955
Adj. R <sup>2</sup>	0.229	0.266	0.021
Bootstrap 检验	z = -3.53 *** P = 0.0000	z = -4.27 *** P = 0.0000	z = -1.72 * P = 0.085
Sobel 检验	z = -3.87 *** P = 0.0000	z = -4.620 *** P = 0.0000	z = -1.941 * P = 0.052

量,上市公司透明度越高,企业“言过其实”的数字化披露行为越无所遁形。其中,上市公司透明度来自沪深交易所披露数据,主要分为 ABCD 四级,本文将评级为“A”级的公司定义为透明度高的公司,  $tr$  取值为 1,其余公司的  $tr$  均取值为 0。以上市公司透明度为因变量的模型(5)的回归结果如表 6 第(3)列所示,  $crsd$  的回归结果显著为正, Bootstrap 检验及 Sobel 检验结果也验证了上市公司透明度( $tr$ )发挥了中介作用,由此表明共同机构所有权能够发挥更好的治理效应,可以抑制数字化过度披露。

## 六、拓展性讨论

### (一) 异质共同机构投资者的差异化影响

数字化过度披露行为的隐蔽性、模糊性较强,在短期内被识别的可能性较低,因此,不会导致公司价值短期内的变动,也就不会引发短期共同机构投资者的关注。但随着时间的推移,可验证信息将持续积累,数字化过度披露行为被识别的可能性逐渐增大,一旦被揭露,企业将遭受来自资本市场的惩罚,给长期共同机构投资者带来价值减损。因此,长期共同机构投资者更有动力监督企业的数字化披露行为。为验证上述猜想,本文将共同机构持股划分为长期( $long$ )、短期( $short$ )两类,如果持股超过 1 年,则  $long = 1$ , 否则为 0;如果持股不足 1 年,则  $short = 1$ , 否则为 0。本文分别考察上述两类共同机构投资者对企业数字化过度披露的影响,结果如表 7 所示。其中,长期共同机构持股( $long$ )回归系数显著为负、短期共同机构持股( $short$ )回归系数不显著,表明只有长期共同机构持股能有效抑制数字化过度披露。

表 7 异质共同机构投资者的差异化影响

	(1)	(2)
	$exa$	$exa$
$long$	-0.1067 *** (-3.2582)	
$short$		0.0065 (0.1814)
$controls$	Yes	Yes
$Constant$	-2.8581 *** (-8.6110)	-2.6659 *** (-7.4945)
$year/firm$	Yes	Yes
N	25021	23348
Adj. R <sup>2</sup>	0.046	0.048

其中,长期共同机构持股( $long$ )回归系数显著为负、短期共同机构持股( $short$ )回归系数不显著,表明只有长期共同机构持股能有效抑制数字化过度披露。

### (二) 基于企业特征的异质性分析

#### 1. 市场化程度

市场化程度较高的地区对投资者的保护力度较大,企业的信息操纵风险大、违规成本高,无形中会加强对自身行为的约束。而市场化程度较低的地区对企业信息操纵的约束较少,企业的守法自觉性较低,这降低了其信息披露质量,数字化的过度披露程度相应也较高。此时,作为市场化的一种替代机制,共同机构所有权可充分发挥协同治理作用,提高企业数字化披露质量。为考察上述结论是否成立,本文按照上市公司所在地市场化指数将总样本划分为市场化程度较高组( $market = 1$ )及较低组( $market = 0$ ),并对模型(4)进行分组回归,结果如表 8 列(1)和列(2)所示,共同机构所有权的回归系数仅在市场化程度较低组显著为负,证实了上述分析结论。

表 8 企业特征的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$market = 0$	$market = 1$	$taxd = 0$	$taxd = 1$	$ferd = 0$	$ferd = 1$
	$exa$	$exa$	$exa$	$exa$	$exa$	$exa$
$crsd$	-0.1251 *** (-3.5865)	-0.0059 (-0.1529)	-0.1058 ** (-2.2796)	-0.0373 (-1.2680)	-0.1055 ** (-2.4653)	-0.0150 (-0.5256)
$controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Constant$	-2.4847 *** (-7.1632)	-4.3382 *** (-9.8730)	-4.6861 *** (-7.8279)	-2.0946 *** (-5.8486)	-6.8676 *** (-11.9611)	-1.3844 *** (-4.4714)
$year/firm$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15193	14775	13532	13468	15016	14952
Adj. R <sup>2</sup>	0.0437	0.0522	0.0729	0.0296	0.0728	0.0194
经验 P 值		-0.119 ***		-0.067 *		-0.091 ***

为考察上述结论是否成立,本文按照上市公司所在地市场化指数将总样本划分为市场化程度较高组( $market = 1$ )及较低组( $market = 0$ ),并对模型(4)进行分组回归,结果如表 8 列(1)和列(2)所示,共同机构所有权的回归系数仅在市场化程度较低组显著为负,证实了上述分析结论。

#### 2. 税负及财务负担

为鼓励企业数字化转型,政府推出了一系列税收优惠、补贴及信贷支持政策,各大银行为了支持企业数字化发展,也推出了“数字贷”等低利率的专属产品。对于税负及财务负担较大的企业,通过概念炒作,夸大数字化转型力度,便可获取更多的政府扶持及融资支持,以实现企业价值增值,这与共同机构投资者投资组合价值最大化的目的不谋而合。因此,在企业承担了较高的税负及财务负担时,共同机构投资者为了实现自身利益,存在与企业合谋的动机,会放任企业的数字化过度披露行为。鉴于此,本文分别按照企业承担的税负水平( $taxd$ )、财务负担水平( $ferd$ )对总样本进行分组:税负水平高组( $taxd = 1$ )、税负水平低组( $taxd = 0$ )、财务负担高组( $ferd = 1$ )、财务负担低组( $ferd = 0$ ),并对模型(4)进行分组回归,结果如表 8 列(3)至列(6)所示。其中,税负水平以企业实际缴纳的所得税与税前利润的比值衡量,财务负担水平以财务费用占营业收入的比例测度。从回归结果来看,共同机构所有权的回归系数仅在低税负水平组、低财务负担组显著为负,验证了前文假设。

## 七、结论与建议

本文从共同机构所有权视角研究了数字化过度披露的治理因素。研究发现:(1)共同机构所有权能够抑制企业“言过其实”的数字化披露行为;(2)机制检验表明,共同机构所有权可发挥竞争缓解效应及协同治理效应,从而减少企业对数字化的过度披露;(3)异质性分析表明,只有长期共同机构持股能够抑制数字化的过度披露,且共同机构所有权仅对所在地区市场化程度较低、税负和财务负担较小的企业的数字化过度披露行为产生抑制作用。

上述研究结论有如下政策启示:(1)政府部门应正视共同机构所有权的有效性,引导长期共同机构投资者发挥其对“数字化”这类暂时缺乏披露标准的信息质量提升作用,提高上市公司文本信息披露的透明度。尤其是在市场化程度较低的地区,更应支持共同机构所有权这一非正式制度发挥替代治理作用。(2)监管部门要进一步规范企业的数字化信息披露。一方面,要进一步完善数字化信息披露规则,构建统一的披露标准、框架体系。要做到这一点,首先要明确界定“数字化”的范畴;其次,要健全企业数字化水平量化机制,更多地用数据说话,以降低企业文本信息操纵的空间;最后,要加强交易所对企业含混不清的“数字化规划”的问询。通过问询来向企业传递监管压力,倒逼企业真实、准确、完整地披露数字化相关信息,同时提醒投资者注意信息甄别。另一方面,要加大惩戒力度。对于数字化披露“言过于实”、虚假披露等情况要予以惩罚,防止企业“蹭热点”行为。(3)利益相关者要合理利用共同机构所有权所传递的信号,加强对企业数字化信息的甄别,识别数字化转型“真公司”,做出理性决策。

### 参考文献:

- [1] 马连福,宋婧楠,王博.数字化转型信息披露的价值效应研究——来自概念炒作的证据[J].经济与管理研究,2023(8):17-37.
- [2] 王嘉鑫,陈今,史亚雅.年报非财务信息的文本披露语言特征会影响股价崩盘风险吗?[J].北京工商大学学报(社会科学版),2022(3):98-112.
- [3] 李哲.“多言寡行”的环境披露模式是否会被信息使用者摒弃[J].世界经济,2018(12):167-188.
- [4] Gatti L, Pizzetti M, Seele P. Green lies and their effect on intention to invest[J]. Journal of Business Research, 2021, 127(4): 228-240.
- [5] 孙晓华,车天琪,马雪娇.企业碳信息披露的迎合行为:识别、溢价损失与作用机制[J].中国工业经济,2023(1):132-150.
- [6] 黄萍萍,李四海.社会责任报告语调与股价崩盘风险[J].审计与经济研究,2020(1):69-78.
- [7] 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?[J].中国工业经济,2020(3):174-192.
- [8] 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].经济管理,2023(6):177-192.
- [9] 彭俞超,王南萱,顾雷雷.企业数字化转型、预判性信息披露与股价暴跌风险[J].财贸经济,2023(5):73-90.
- [10] 曹伟,赵璨,杨德明.夸大其词的“互联网+”信息披露能够影响银行信贷决策吗[J].财贸经济,2022(2):83-97.
- [11] He J, Huang J K. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [12] Li X, Liu T, Taylor L A, et al. Common ownership and innovation efficiency[J]. Journal of Financial Economics, 2023, 147(3): 475-497.
- [13] Kang J K, Luo J, Na H S. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors? [J]. Journal of Financial Economics, 2018, 128(3): 576-602.
- [14] Cooper M J, Dimitrov O, Rau P R. A Rose. com by any other name[J]. Journal of Finance, 2001, 56(6): 2371-2388.
- [15] Baker M, Wurgler J. A catering theory of dividends[J]. Journal of Finance, 2004, 59(3): 1125-1165.
- [16] Polk C, Sapienza P. The stock market and corporate investment: A test of catering theory[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(1): 187-217.
- [17] Baker M P, Greenwood R M, Wurgler J A. Catering through nominal share prices[J]. The Journal of Finance, 2008, 64(6): 2559-2590.
- [18] 罗琦,吴乃迁,苏愉越,等.投资者盈余乐观情绪与管理者迎合——基于社交媒体情感分析的证据[J].中国工业经济,2021(11):135-154.
- [19] Naughton J P, Wang C, Yeung I. Investor sentiment for corporate social performance[J]. The Accounting Review, 2018, 94(4): 401-420.
- [20] 肖虹,曲晓辉.R&D投资迎合行为:理性迎合渠道与股权融资渠道?——基于中国上市公司的经验证据[J].会计研究,2012(2):44-51.
- [21] 王克敏,王华杰,李栋栋,等.年报文本信息复杂性与管理者自利——来自中国上市公司的证据[J].管理世界,2018(12):120-132.
- [22] Labianca G, Fairbank J F, Andrevski G, Par-zen M. Striving toward the future: Aspiration-performance discrepancies and planned organizational change [J]. Strategic Organization, 2009, 7(4): 433-466.
- [23] 贺小刚,邓浩,吴诗雨,等.赶超压力与公司的败德行为——来自中国上市公司的数据分析[J].管理世界,2015(9):104-124.
- [24] Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2020, 38(1): 208-241.
- [25] Jang I J, Kang N, Yezegel A. Common ownership, price informativeness, and corporate investment[J]. Journal of Banking and Finance, 2022, 135(2): 1-21.



- [26] González-Uribe, Juanita. Exchanges of innovation resources inside venture capital portfolios[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 135(1): 144 - 168.
- [27] Edmans A, Levit D, Reilly D. Governance under common ownership[J]. *Review of Financial Studies*, 2019, 32(7): 2673 - 2719.
- [28] 杜勇, 孙帆, 邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. *中国工业经济*, 2021(6): 155 - 173.
- [29] McCahery J A, Sautner Z, Starks L T. Behind the scenes: The corporate governance preferences of institutional investors[J]. *Journal of Finance*, 2016, 71(6): 2905 - 2932.
- [30] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(4): 1513 - 1565.
- [31] He J, Huang J, Zhao S. Internalizing governance externalities: The role of institutional cross-ownership[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134(2): 400 - 418.
- [32] He J, Huang J K. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings[J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 30(8): 2674 - 2718.
- [33] Brooks C, Chen Z, Zeng Y. Institutional cross-ownership and corporate strategy: The case of mergers and acquisitions[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48(1): 187 - 216.
- [34] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. *管理世界*, 2021(7): 130 - 144.
- [35] 庞瑞芝, 刘东阁. 数字化与创新之悖论: 数字化是否促进了企业创新——基于开放式创新理论的解释[J]. *南方经济*, 2022(9): 97 - 117.
- [36] Yu E P, Luu B V, Chen C H. Greenwashing in environmental, social and governance disclosures[J]. *Research in International Business and Finance*, 2020, 52(5): 1 - 23.
- [37] Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2019, 37(2): 187 - 204.
- [38] 张永坤, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. *审计研究*, 2021(3): 62 - 71.
- [39] 毛其淋, 钟一鸣. 出口多元化如何影响企业产能利用率? ——来自中国制造业的微观证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023(5): 113 - 135.
- [40] 雷光勇, 王文, 金鑫. 公司治理质量、投资者信心与股票收益[J]. *会计研究*, 2012(2): 79 - 86 + 97.

[责任编辑: 刘 茜, 王丽爱]

## Can Common Institutional Ownership Suppress Exaggerated Digital Disclosure Behavior?

SUN Feng'e

( College of Economics and Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China )

**Abstract:** Digital disclosure is the main way for stakeholders to understand a company's digital actions. However, in the absence of disclosure standards and effective supervision, companies have the opportunity to exaggerate the degree of digitalization to cater to capital market preferences. Hence, taking the samples of A Share listed companies from 2008 to 2021, this paper examines the impact of common institutional ownership on the over-disclosure of digital information. Research has found that common institutional ownership can effectively curb companies' exaggerated digital disclosure behavior. The mechanism test shows that common institutional ownership can exert the effect of competition mitigation and collaborative governance, and reduce the excessive digital disclosure by enterprises. Heterogeneity analysis shows that only long-term common institutional ownership can suppress digital over disclosure, and common institutional ownership only has an inhibitory effect on digital over disclosure behavior of enterprises with lower marketization in their location and enterprises with lower tax and financial burdens. The study enriches the field of digitalization and enterprise information manipulation and provides a new analytical perspective on the behavior of common institutional ownership.

**Key Words:** common institutional ownership; exaggerated digital disclosure; competitive mitigation; collaborative governance; complicity in fraud; information manipulation; catering; corporate governance