

# 有限注意力下的数据资产信息披露

彭林婧 杨雨坤

**摘要:**既有研究普遍认为企业披露数据资产信息能降低股价同步性,提升资本市场定价效率,但本文发现该结论在近年来不再成立。为此,本文基于有限注意力理论重新审视了数据资产信息披露的经济后果,发现其影响并非一成不变,而是随着披露行为的普遍化呈现出边际递减特征:当披露行为还并不普遍时,企业披露数据资产信息能吸引媒体报道、分析师追踪和机构投资者持股,进而加速特质信息融入股价、降低股价同步性;但随着披露行为趋于普遍,大量数据资产信息分散了投资者注意力,上述机制随之弱化。值得注意的是,披露的普遍化并未削弱数据资产信息降低分析师预测误差的作用,这说明数据资产信息本身依然极具价值,只是变得更难被投资者注意到。此外,本文巧妙借助“龙虎榜”带来的注意力冲击构建准自然实验,进一步确证了投资者注意力被分散正是导致披露效果减弱的关键原因。本文拓展了有限注意力理论的边界,揭示了信息过载对投资者注意力的分散作用,为理解数字经济时代企业信息披露面临的“价值稀释”问题提供了全新的经验证据。

**关键词:**数据资产信息披露、有限注意力理论、资本市场定价效率、股价同步性、价值稀释

## 0 引言

在数字经济时代,数据已成为关键生产要素,企业对数据资源的管理、开发与价值实现也因此成为重要议题<sup>[1]</sup>。中国 2024 年实施的《企业数据资源相关会计处理暂行规定<sup>1</sup>》为企业数据资源的会计处理提供了规范指导<sup>[2]</sup>。然而受会计准则下确认标准的限制,企业在报表中所披露的数据资产主要通过历史成本计量,难以全面反映数据资源的附加价值与未来潜力<sup>[3]</sup>。因此,企业通过年报文本自愿披露数据资产相关信息的行为能够为外部投资者提供重要的增量信息<sup>[4]</sup>。在此背景下,李世刚、邵宏彬、方芳和卢福财<sup>[5]</sup>利用机器学习方法分析企业年报,对企业数据资产信息披露水平进行了测度,并以股价同步性作为资本市场定价效率的代理变量进行实证检验。他们发现,企业披露数据资产信息能够显著提升资本市场定价效率。除此之外,已有研究还从多个角度提供了支持这一结论的间接证据。例如,危雁麟等<sup>[6]</sup>发现,数据资产信息披露能够降低分析师预测偏差;张龙等<sup>[7]</sup>发现,数据资产信息披露能提升股票流动性并降低市场对企业未来收益的预测风险;张树山等<sup>[8]</sup>发现,数据资产信息披露能够降低企业股价崩盘风险……这些研究共同表明,数据资产信息披露有助于提升资本市场定价效率。

然而我们发现,数据资产信息披露与资本市场定价效率之间的关系出现随着时间的推移发生了变化:当仅使用最近几年(如 2018-2022 年)样本进行回归时,数据资产信息披露不仅难以降低股价同步性,反而可能使之上升。我们以某企业第  $t + 1$  年的股价同步性作为被解释变量、以企业第  $t$  年年报的数据资产信息披露水平(以两种方式衡量)作为解释变量,构建如式(1)所示的回归方程<sup>2</sup>,并进行滑动窗口回归(以 5 年为窗口长度,分别把 2010-2014 年, 2011-2015 年……和 2018-2022 年的样本代入式(1)中)。解释变量的回归系数如图 1 和图 2 所示。可以看出,早期的回归系数确实如既有研究所认为的那样为负,但在近年来却由负转正。这一发现挑战了现有研究的普遍认知,提示我们可能需要重新审视数据资产信息披露的经济后果。

<sup>1</sup> 相关规定可见网页 [https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202308/content\\_6899395.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202308/content_6899395.htm)

<sup>2</sup> 相关数据来源、变量定义和其他细节会在后文详细介绍。

$$SYN_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 DA_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \sum Area + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

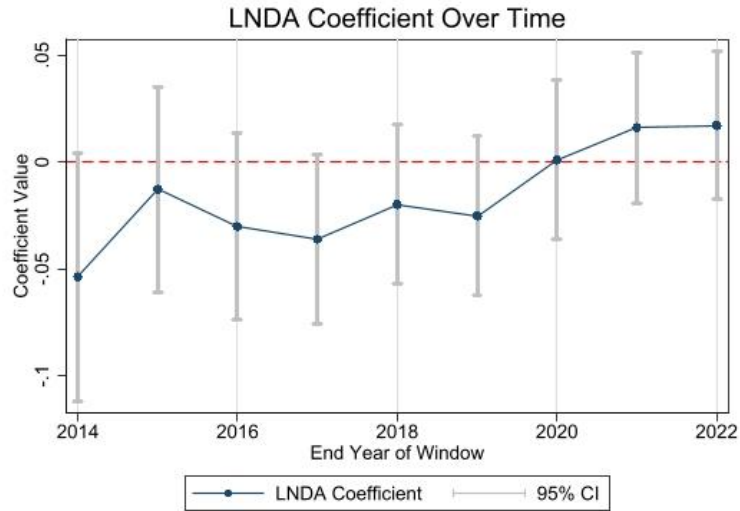


图 1 以 LNDA 作解释变量时，回归系数在不同时间窗口下的变化图

注：图中横坐标代表 5 年长的时间窗口的最后一年、纵坐标代表回归系数大小、误差棒代表系数 95% 的置信区间，图 2 同。

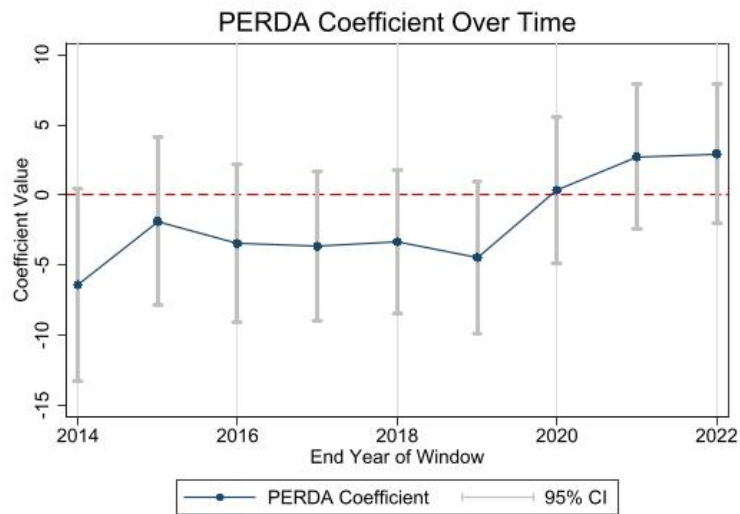


图 2 以 PERDA 作解释变量时，回归系数在不同时间窗口下的变化图

随着数字经济的蓬勃发展，上市公司披露数据资产的情况正在变得越来越普遍。张饶和张雅婷<sup>[9]</sup>的研究中使用了与李世刚等<sup>[5]</sup>相似的方法衡量企业的数据资产披露水平，并指出：企业数据资产信息披露水平随着时间变化整体呈现上升趋势，其中 2013 年和 2014 年以后数据资产信息披露水平上升速度显著加快。可能的原因是，2013 年被称为“大数据元年”……Liu 等<sup>[10]</sup>的研究也表明披露数据资产信息的企业数和披露水平的年度均值也随时间推移而上升。同时，我们也测度了企业的数据资产信息披露水平，其年度均值如图 3 所示。不论是从我们还是他人的研究中都可以看出，市场整体的数据资产信息披露水平随着时间的推移有明显

的提升。<sup>3</sup>这种变化可能会改变数据资产信息披露的经济后果：由于投资者的注意力是有限的<sup>[11]</sup>，他们不可能同时关注和处理所有可用信息<sup>[12]</sup>。当企业披露数据资产信息的行为变得普遍时，投资者便可能降低对单个企业披露的关注度，从而导致披露的边际价值被稀释<sup>[13,14]</sup>。如果企业披露的数据资产信息能被投资者充分注意，这些特质信息自然能有效融入股价，使股价同步性降低；然而，当投资者面临信息过载且注意力有限时，数据资产信息不仅难以发挥上述作用，反而更容易被视为市场或行业的共性特征<sup>[15]</sup>，最终导致股价同步性不降反升<sup>[16]</sup>。<sup>4</sup>那么，数据资产信息披露对股价同步性的影响之所以发生前文所述变化，会不会正是因为投资者的注意力被分散了呢？

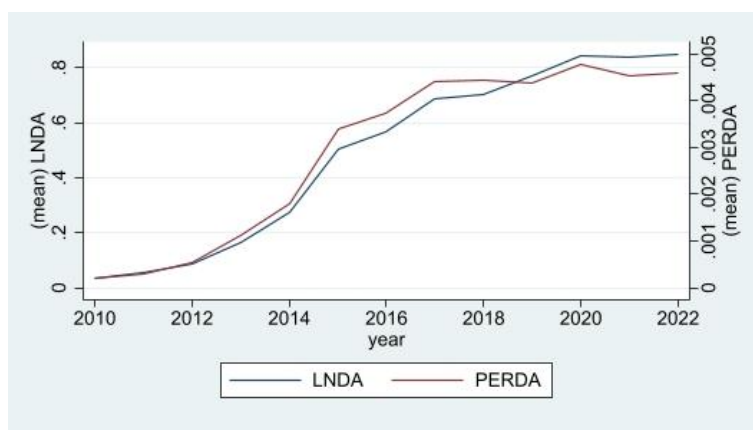


图 3 笔者对企业数据资产披露水平测度结果的年度均值

为了验证上述猜想，我们进行了以下操作。一、我们计算了企业数据资产信息披露水平的行业一年度均值，并将其作为调节变量加入到式(1)所示的模型中。我们发现，交乘项的回归系数显著为正，这代表着当数据资产信息披露对股价同步性的降低作用随着其行业的整体数据资产披露水平的上升而减弱。

二、参考 Liu 等<sup>[17,18]</sup>、Hong 等<sup>[19]</sup>、Da 等<sup>[20]</sup>、Ali 和 Hirshleifer<sup>[21]</sup>的研究，我们利用“媒体报道”、“分析师追踪”和“机构投资者持股”作为衡量投资者注意力的代理变量，再把上述调节效应模型(1)的被解释变量换成它们。我们又发现，随着整体数据资产披露水平的上升，单个企业披露的数据资产信息吸引媒体报道、分析师追踪和机构投资者持股的作用也随之减弱。但值得注意的是，当我们再以分析师预测偏误作被解释变量时却发现，披露的普遍化基本不会削弱数据资产信息降低分析师预测偏误的作用，这说明数据资产信息本身依然极具价值，只是变得更难被投资者注意到。换言之，注意力的分散削弱了数据资产披露行为的“信号功能”，但并未明显损害其作为企业特质信息的“实质功能”。

三、为了严谨地验证注意力分散机制，我们还参考 Li 等<sup>[22,23]</sup>、冯旭南<sup>[24]</sup>、肖欣荣和周晏伊<sup>[25]</sup>的研究，利用中国 A 股特有的“龙虎榜”制度构建准自然实验。交易所在每日收盘后会公布日内发生交易异动的少数股票名单。一旦某只股票登上龙虎榜，相关信息便会迅速被各大财经媒体、交易软件等广泛推送，进而吸引到巨大的注意力<sup>5</sup>。更重要的是，企业在第  $t$  年是否登上龙虎榜与其第  $t$  年的年报中披露了多少数据资产信息无关，因为企业第  $t$  年的年报在第  $t + 1$  年年初才会被披露。因此，股票“上榜”这一事件构成了一个强烈的外生注意力冲击。我们的实证结果表明，相较于未上榜企业，上榜企业披露的作用更不容易随整体

<sup>3</sup> 另外笔者还自行利用李世刚等在《中国工业经济》官网上公开的数据进行分析，也得到了相同结论。

<sup>4</sup> Peng 和 Xiong<sup>[15]</sup>研究发现，有限注意力会导致“类别学习行为”(category-learning behavior)，即投资者倾向于更关注市场和行业层面信息，而忽视企业特有信息。如果有大量企业开始披露数据资产信息，则过多的信息则有可能分散投资者的注意力，进而使得他们转而关注市场和行业层面信息，这反而会致股价同步性上升<sup>[16]</sup>。

<sup>5</sup> 我们也验证了企业在第  $t$  年登上龙虎榜后，第  $t + 1$  得到的注意力也会更多。

披露密度的上升而被削弱。通过上述准自然实验，我们确证了投资者的注意力被分散正是披露效果变化的关键原因。

本文的边际贡献主要体现在以下方面。首先，本文重新审视并修正了数据资产信息披露的经济后果，并基于此提出了具有现实针对性的政策启示。已有研究普遍认为，企业年报中的数据资产信息披露有助于提升资本市场定价效率：李世刚等<sup>[5]</sup>发现该行为能够降低股价同步性，包括危雁麟等<sup>[6]</sup>、张龙等<sup>[7]</sup>、张树山等<sup>[8]</sup>在内的学者则分别从降低分析师预测偏差、提升股票流动性与降低预测风险、降低股价崩盘风险等角度，为这一结论提供了间接支持。然而，本文通过滑动窗口回归发现，数据资产信息披露对股价同步性的影响并非一成不变。随着市场整体数据资产披露水平随时间的上升<sup>[9,10]</sup>，该作用呈现出边际递减特征，甚至由负转正。这一发现说明，既有文献基于早期样本得出的结论存在边界——数据资产信息披露对资本市场定价效率的提升作用并非稳定不变的经济规律，而是随市场披露密度动态演化的。这一结论不仅为数字经济时代企业信息披露的经济后果提供了全新的经验证据，也提供了重要的政策启示：政策制定者与监管部门在推进数据要素入表与完善披露制度时，如果只是单纯追求披露的数量和普及率，或许不仅无法提升资本市场有效性，还会适得其反。他们应着重建立差异化、实质性的披露规范；引导企业摒弃套路化、模板化的文本堆砌，切实展现其拥有的数据资产的独特价值。

其次，本文拓展了由 Hirshleifer 和 Teoh<sup>[11]</sup>所开创的有限注意力理论的适用边界。已有研究大多从信息“总量”层面讨论注意力分散问题，例如投资者面临的整体信息处理成本<sup>[12]</sup>、机构投资者注意力资源的稀缺性<sup>[13,14]</sup>，以及同一时点大量信息集中涌现对特定信息的挤占<sup>[26]</sup>。本文则从“同质化”的角度，揭示了一种新的注意力分散渠道：当某一特定类别的信息（如数据资产信息）从只有少数企业披露的“稀缺信号”逐步演变为多数企业的“标准操作”时，即便市场信息内容本身并未发生质变，该类信息对投资者的吸引力可能也会衰减——这与 Peng 和 Xiong<sup>[15]</sup>提出的“类别学习行为”机制一脉相承，但本文将这一逻辑进一步拓展至同一类别的信息由稀缺走向普遍这一动态演化情境，为理解相关问题提供了新的理论解释。更进一步，本文通过区分数据资产信息披露的信号功能（即吸引媒体报道、分析师追踪等的的能力）与实质功能（即降低分析师预测偏误的能力），发现披露的普遍化侵蚀的主要是前者而非后者。这一发现深化了对有限注意力具体作用环节的理解：有限注意力约束更多体现在投资者选择关注谁的前置筛选环节，而非体现在信息一旦被获取和处理后所能提供的实质作用之上。这为后续研究探究注意力约束带来的影响提供了新的分析维度。

此外，本文在研究的方法论层面上也做出了增量贡献。已有研究更多使用媒体报道数、分析师跟踪数等代理变量衡量投资者注意力<sup>[17-21]</sup>，并直接考察其与结果变量之间的相关关系，但这类做法难以完全排除各种内生性干扰，也不易分离出“注意力”这一难以直接观测的变量的影响。本文巧妙地利用中国 A 股市场特有的“龙虎榜”制度构建准自然实验：由于企业当年股票是否登上龙虎榜取决于其日内交易异动情况，与该企业当年年报中数据资产信息的披露内容无关（年报须至次年年初方才对外披露），故“登上龙虎榜”构成了一个理想的外生注意力冲击。本文借此比较登上龙虎榜与未登上龙虎榜企业中披露效果递减程度的差异，为投资者注意力被分散这一机制提供了严格的因果证据，也为投资者注意力这一难以观测变量的识别问题，提供了一种可资借鉴的研究设计思路。同时，本文引入行业一年度均值作为调节变量以刻画信息披露普遍化程度的做法本身具有一般性，这一处理思路还可延伸应用到 ESG 等其他类型信息披露问题的研究之中。

余文结构如下：第 1 节介绍了关于龙虎榜的制度背景及本文基于此设计的因果识别策略；第 2 节介绍了本文的实证设计；第 3 节给出了基准回归结果及内生性处理和稳健性检验；第 4 节进行了机制分析；第 5 节为结论。

# 1 制度背景与识别策略

在中国 A 股市场中，有一种被称为“龙虎榜”的独特信息披露制度，其旨在提高市场透明度、监控交易活动，并对潜在的异常交易行为进行标记。该制度于 1997 年 2 月 26 日起施行<sup>6</sup>，规定上海证券交易所和深圳证券交易所须分别公布在价格偏差、波动幅度或换手率方面表现最为突出的前几只股票。若某一只股票符合以下任一标准，即有机会入选龙虎榜：1、日内收盘价偏离值超出 $\pm 7\%$ ；2、日内价格振幅超过 15%<sup>8</sup>；3、日内换手率高于 20%；4、连续三个交易日内日收盘价涨跌幅偏离值累计超过 $\pm 20\%$ 。当满足上述标准的股票数量超过名额限制时，上海证券交易所取排名前 3、深圳证券交易所取排名前 5 名的股票上榜；如果当天符合条件的股票数量不足 3/5 只，则所有符合条件的股票均上榜。<sup>9</sup>

一旦某一只股票登上了龙虎榜，就会被各大财经媒体、交易软件和论坛等广泛地报道、推送与转载，进而受到投资者的广泛关注。但是，一只股票第  $t$  年是否会登上龙虎榜，取决于其在第  $t$  年当中的某一个或几个交易日是否发生了交易异动，而企业第  $t$  年的年报在第  $t + 1$  年年初才会被披露。所以，“某企业的股票在第  $t$  年是否登上龙虎榜”与“其第  $t$  年的年报中含有多少数据资产信息”是无关的。我们还另外通过回归发现，当某企业的股票在第  $t$  年是否登上龙虎榜后，其第  $t + 1$  年也会获得更多关注。综上所述，“股票登上龙虎榜”这一外生的注意力冲击为我们检验“投资者注意力”对“数据资产信息披露与股价同步性之间关系”的影响

故基于此，我们设计了如下准自然实验，用于检验“投资者注意力”对数据资产信息披露与股价同步性之间关系的影响：首先，我们仿照 Li 等<sup>[22,23]</sup>的做法，以某企业第  $t + 1$  年的媒体报道等衡量注意力的代理变量作为被解释变量、以股票第  $t$  年是否登上龙虎榜作为解释变量进行回归，验证了“股票第  $t$  年登上龙虎榜确实会导致第  $t + 1$  年获得更多关注”；之后，我们将第  $t$  年登上龙虎榜的股票设定为处理组，未上榜的设定为对照组，并分组进行回归。我们发现，相较于未上榜组，上榜组中“数据资产信息披露降低股价同步性的作用随整体披露水平上升而递减”的现象更加不明显。“注意力被分散”这一机制由此得到了强有力的支持。

## 2 实证设计

### 2.1 数据与样本

本文以 2010—2022 年全部 A 股上市公司作为初始样本，并对它们进行如下筛选和处理：1、剔除金融类、保险类公司的样本数据；2、剔除在上市期间内曾被实施 ST、\*ST、PT 或退市等特殊处理的公司；3、剔除资产负债率大于一（即资不抵债）的样本；4、剔除存在缺失值的样本。此外，为减轻部分极端值对估计结果的潜在干扰，本文对所有连续变量在 1% 和 99% 分位数处进行缩尾处理。其中，企业数据资产信息披露信息通过对其年报文本进行

<sup>6</sup> 这一政策于 1997 年 2 月 26 日出台并实施，并且此后一直有效，尽管随着时间的推移进行了一些微小的修改。在龙虎榜政策的最初版本中，证券交易所依赖于个别股票价格的百分比变化来衡量其价格偏离度。从 2006 年开始，上交所和深交所实施了一项修改，即使用个别股票价格相对于对应板块指数的百分比变化作为股价偏离度的替代指标。这一调整一直被持续沿用至今。

<sup>7</sup> 日内收盘价偏离值的计算如下：收盘价偏离值 = 单只股票价格的涨跌幅（百分比） - 对应板块指数的涨跌幅（百分比）。

<sup>8</sup> 日内价格振幅的计算如下：价格振幅 = (日内最高价 - 日内最低价) / 日内最低价 × 100%。

<sup>9</sup> 更多细节，请参阅相关监管文件：

<http://english.sse.com.cn/start/sserules/stocks/trading/c/10644064/files/7d100419dcca456b97cabaf2dfd3b904.pdf>（上海证券交易所）和 <http://www.szse.cn/English/rules/siteRule/P020181124401737559498.pdf>（深圳证券交易所）。

加工提取；新闻媒体相关数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）；其余财务与公司治理类变量主要来自国泰安数据库（CSMAR）。

## 2.2 计量模型设定

### 2.2.1 基准回归

正如引言中已经说过的，为了展示数据资产信息披露对股价同步性在不同时期的影响，我们先构建如式(1)所示的模型，进行滑动窗口回归。接下来，为了检验市场整体数据资产信息披露水平对股价同步性的影响，我们再在式(1)所示的模型中加入企业数据资产信息披露水平的行业一年度均值、及其与企业数据资产信息披露水平的交乘项，构建如式(2)所示的调节效应模型。

$$\begin{aligned} SYN_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 DA_{i,t} + \alpha_2 \overline{DA}_{i,t} + \alpha_3 DA_{i,t} \times \overline{DA}_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} \\ & + \sum Firm + \sum Year + \sum Area + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

在式(1)和上式(2)中， $i$ 代表企业， $t$ 代表年份，被解释变量 $SYN$ 为股价同步性，核心解释变量 $DA$ 为企业数据资产信息披露水平，调节变量 $\overline{DA}$ 代表企业数据资产信息披露水平的行业一年度均值， $Controls$ 表示一系列控制变量， $\sum Firm$ ， $\sum Year$ 和 $\sum Area$ 分别为公司、年份和省份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。另外回归的标准误在公司层面进行聚类调整。

### 2.2.2 机制检验

(1) 为了检验数据资产的整体披露水平提高导致单个企业披露效果下降的原因是不是投资者的注意力被分散，我们构建如下回归模型：

$$\begin{aligned} Attention_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 DA_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} \times \overline{DA}_{i,t} + \alpha_3 \overline{DA}_{i,t} \\ & + \gamma Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \sum Area + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

上式中，变量 $Attention$ 分别为关于企业的媒体报道数、分析师追踪数或预测偏误，以及机构投资者的持股比例。其他变量的含义和模型设定同模型(2)。

(2) 为了对“注意力被分散”这一机制进行更为严格的因果推断，本文再利用中国A股特有的“龙虎榜”制度构建准自然实验。具体而言，本文构建了“企业当年是否登上龙虎榜”的虚拟变量 $WL$ （若登上为1，否则为0）。之后先利用模型(4)验证龙虎榜吸引注意力的作用，再以此对样本进行分组并分别代入模型(2)中回归。

$$\begin{aligned} Attention_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 WL_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year \\ & + \sum Area + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

## 2.3 主要变量定义

### 2.3.1 被解释变量

本文采用股价同步性作为衡量资本市场定价效率的代理变量，若其值越高，则股价更多反映市场或行业层面的共性信息而非公司特质信息，故资本市场的定价效率越低。该指标构建方法如下：

参考 Durnev 等人<sup>[27]</sup>的方法，首先对个股周收益率进行如下回归。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,1} R_{m,t} + \beta_{i,2} R_{I,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中， $R_{i,t}$ 代表个股 $i$ 在第 $t$ 周的收益率； $R_{m,t}$ 代表市场指数在第 $t$ 周的收益率， $R_{I,t}$ 代表行业 $I$ 第 $t$ 周收益率； $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。以上收益率均基于后复权价格，采用总市值加权平均

法计算。上述个股、分市场及行业收益率均采用考虑现金红利再投资的回报率，行业分类依据中国证监会 2012 年标准。

上述回归的拟合优度 $R^2$ 即代表了股票 $i$ 的个股收益率随市场收益率和行业整体收益率变动的幅度，即股价中能够被市场和行业信息解释的部分。为了使拟合优度指标更接近正态分布，进一步采用如下对数转换，得到最终的股票价格同步性指标 $SYN$ 。

$$SYN = \ln\left(\frac{R^2}{1 - R^2}\right) \quad (6)$$

### 2.3.2 解释变量

借鉴苑泽明等<sup>[28]</sup>提出的“种子词+Word2Vec 相似词扩充”方法，本文基于《数据资产管理实践白皮书（5.0 版）》对数据资产的界定，选取“数据资产”和“数据资源”作为种子词，利用 Word2Vec 模型扩展出语义相近的关键词集，并统计相似度最高的前十个关键词在年报中出现的总频次。鉴于该频次呈右偏分布，分别构建两个代理变量：一是对总词频加 1 后取自然对数，记为 LNDA；二是计算相关关键词频次占年报总词频的比例，记为 PERDA。

### 2.3.3 机制变量

(1) 媒体报道：分别使用中国研究数据服务平台（CNRDS）中网络财经新闻库的网络新闻报道数（News\_cont1）和财经报刊与网络新闻总报道数量（News\_cont2）进行衡量。

(2) 分析师追踪数与预测偏差：使用对某企业进行过跟踪分析的分析师（团队）数量刻画企业分析师关注度（Follow）；使用所有分析师最近一次每股盈余预测的标准差与公司期初股票价格的比值刻画分析师的预测偏差程度（Bias）。

(3) 机构投资者持股比例：使用机构投资者所持有的股票占企业总股数的比值（Inshold）衡量。

### 2.3.4 控制变量

借鉴王木之和李丹<sup>[29]</sup>、宋昕倍等<sup>[30]</sup>、赵纳晖和刘瑾<sup>[31]</sup>的研究，控制变量包括：企业规模（Size）、上市年限（Age）、产权性质（SOE）、是否为“四大”审计（Big4）、资产负债率（LEV）、营业收入增长率（Grow）、总资产净利率（ROA）、市账比（MB）、股票换手率（Turnover）、两权分离度（Separation）、审计意见（Opinion）、股权集中度（TOP1）、两职合一（Dual）、管理层持股比例（Manhold）、董事会规模（Boardsize）、独立董事占比（Indir）、地区市场化指数（Market）。为保证回归结果的可靠性，本文进一步控制了公司、年份和省份固定效应，并将标准误在公司层面进行聚类调整。

本文主要变量定义与计算方式如附录 A 所示。

## 2.4 主要变量描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 本文主要变量描述性统计

| 变量符号  | Obs   | Mean    | SD     | Min     | P25     | Median  | P75     | Max     |
|-------|-------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| SYN   | 27684 | -0.5253 | 1.0479 | -3.9233 | -1.1253 | -0.4350 | 0.1948  | 1.8669  |
| LNDA  | 27684 | 0.5794  | 0.9334 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.6931  | 3.9703  |
| PERDA | 27684 | 0.0034  | 0.0067 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0033  | 0.0253  |
| Size  | 27684 | 22.2195 | 1.2636 | 19.8881 | 21.3136 | 22.0310 | 22.9455 | 26.0988 |
| Age   | 27684 | 2.1420  | 0.7861 | 0.6931  | 1.6094  | 2.3026  | 2.8332  | 3.3322  |
| SOE   | 27684 | 0.3570  | 0.4791 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 1.0000  | 1.0000  |
| Big4  | 27684 | 0.0557  | 0.2294 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 1.0000  |

|            |       |         |         |         |         |         |         |         |
|------------|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| LEV        | 27684 | 0.4211  | 0.2014  | 0.0586  | 0.2600  | 0.4128  | 0.5707  | 0.8821  |
| Grow       | 27684 | 0.3589  | 0.9974  | -0.7108 | -0.0345 | 0.1230  | 0.3913  | 7.3003  |
| ROA        | 27684 | 0.0527  | 0.0633  | -0.2033 | 0.0267  | 0.0508  | 0.0824  | 0.2413  |
| MB         | 27684 | 3.9274  | 2.7964  | 1.2707  | 2.2911  | 3.1427  | 4.5004  | 19.2529 |
| Turnover   | 27684 | 6.1380  | 0.7916  | 4.1038  | 5.6137  | 6.1622  | 6.7014  | 7.8472  |
| Separation | 27684 | 4.6526  | 7.2789  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 7.3408  | 28.1632 |
| Opinion    | 27684 | 0.9761  | 0.1529  | 0.0000  | 1.0000  | 1.0000  | 1.0000  | 1.0000  |
| TOP1       | 27684 | 34.4891 | 14.5618 | 9.1818  | 23.1483 | 32.2845 | 44.2013 | 74.2950 |
| Dual       | 27684 | 0.2874  | 0.4525  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 1.0000  | 1.0000  |
| Manhold    | 27684 | 13.7803 | 19.5230 | 0.0000  | 0.0011  | 0.7746  | 26.2854 | 67.5000 |
| Boardsize  | 27684 | 8.5167  | 1.6469  | 5.0000  | 7.0000  | 9.0000  | 9.0000  | 15.0000 |
| Indir      | 27684 | 37.5289 | 5.2890  | 33.3300 | 33.3300 | 33.3300 | 42.8600 | 57.1400 |
| Market     | 27684 | 9.7729  | 1.7579  | 4.1410  | 8.8710  | 10.0530 | 10.8540 | 12.8640 |

### 3 实证结果

#### 3.1 基准回归结果

表 2 展示了加入披露水平的行业一年度均值作为调节变量后的数据资产信息披露与资本市场定价效率之间的基准回归结果。结果显示, 各列的数据资产信息披露水平指标(LNDA、PERDA) 与股价同步性的回归系数均显著为负; 但是, 指标与其行业一年度均值的交乘项的回归系数却显著为正。这表明, 数据资产信息披露能够有效降低企业股价同步性, 提高资本市场定价效率; 但是当数据资产的整体披露水平提高后, 单个企业披露数据资产对降低其股价同步性的作用会下降。

表 2 基准回归结果

|                                   | (1)                     | (2)                      |
|-----------------------------------|-------------------------|--------------------------|
|                                   | SYN                     | SYN                      |
| <i>LNDA</i>                       | -0.0323***<br>(-3.1590) |                          |
| $\overline{LNDA}$                 | -0.1678***<br>(-3.4721) |                          |
| <i>LNDA</i> × $\overline{LNDA}$   | 0.0292***<br>(3.5973)   |                          |
| <i>PERDA</i>                      |                         | -5.2541***<br>(-3.8907)  |
| $\overline{PERDA}$                |                         | -24.0602***<br>(-3.6119) |
| <i>PERDA</i> × $\overline{PERDA}$ |                         | 637.2833***<br>(4.2693)  |
| 控制变量                              | YES                     | YES                      |
| 固定效应                              | YES                     | YES                      |
| <i>N</i>                          | 27151                   | 27151                    |
| Adj R <sup>2</sup>                | 0.3988                  | 0.3990                   |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### 3.2 稳健性检验

限于篇幅，以下稳健性检验/内生性处理部分具体结果在正文中略。

(1) 替换数据资产信息披露的度量方式。为进一步验证研究结论的稳健性，本文重新选取数据资产信息披露指标进行回归检验。具体而言，采用年报中“数据资产”相关关键词出现的原始词频数量（TDA）以及企业是否披露数据资产信息的虚拟变量（DDA）替代基准模型中的解释变量，并重新进行回归分析。结果发现，替换变量后的估计结果与基准回归保持一致，说明本文结论并不依赖于特定的数据资产信息披露度量方式。

(2) 替换资本市场定价效率的衡量指标。考虑到基准模型中市场收益率与行业收益率采用总市值加权方式进行计算，本文进一步采用流通市值加权平均法重新计算市场及行业收益率，并依据式(5)和式(6)重新测算股价同步性指标 SYN\_M。此外，参考伊志宏等<sup>[32]</sup>的研究，在模型(5)中进一步加入市场收益率与行业收益率的滞后一期变量，重新估计得到拟合优度  $R^2$ ，并依据式(6)构建新的股价同步性指标 SYN\_TIM。随后，将 SYN\_M 与 SYN\_TIM 分别代入模型重新回归。结果表明，无论采用何种替代指标，结论依然成立。

(3) 双向聚类稳健标准误处理。由于本文使用的是面板数据，基准回归中仅在公司层面进行聚类处理，可能仍存在时间维度上的相关性问题，从而影响估计结果的可靠性。基于此，本文进一步同时在公司层面和年份层面进行双向聚类调整，以缓解截面相关和时间序列自相关带来的偏误。回归结果显示，在采用双向聚类稳健标准误后，结论依然成立。

### 3.3 内生性处理

(1) 倾向得分匹配。描述性统计结果表明，将数据资产信息纳入年报披露的企业占比较低，这可能导致处理组与对照组之间存在系统性差异。同时，能够披露数据资产信息的企业往往具备更高的信息规范化和结构化水平，从而提升市场信息透明度<sup>[33]</sup>，进而影响资本市场定价效率。为降低由样本选择偏差引发的内生性问题，本文采用倾向得分匹配（PSM）方法进行检验。具体而言，将披露数据资产信息的企业定义为处理组，未披露相关信息的企业定义为对照组，并选取基准模型中的控制变量作为协变量，分别采用最近邻匹配法进行混合面板匹配和年度匹配。结果显示，匹配样本的回归结果与基准回归结果基本一致。

(2) 熵平衡处理。为了进一步缓解样本选择偏差和遗漏变量问题可能带来的估计偏误，本文采用熵平衡方法进行再检验。具体做法是，以基准模型中的控制变量作为协变量，对处理组与对照组样本进行重新加权，使两组样本在协变量分布上达到更高层次的平衡，然后利用加权后的样本重新估计模型。结果表明，经过熵平衡处理后，核心回归结果依然保持稳健。

(3) 控制时间趋势因素。考虑到不同地区和行业的数据资产发展程度存在差异，且这种差异可能会随着时间推移而动态变化，从而影响估计结果，本文进一步在基准模型中分别加入地区与时间趋势交互项（Area×Year）以及行业与时间趋势交互项（Ind×Year）进行控制，以缓解地区和行业时间变化趋势带来的估计偏误。回归结果显示，在纳入地区时间趋势和行业时间趋势后，本文研究结论仍然成立。

## 4 机制分析

根据有限注意力理论，投资者的认知资源与信息处理能力是天然稀缺的，难以对海量且同质化的市场信息做出充分反应。因此，企业的数据资产信息披露要发挥降低股价同步性、提升资本市场定价效率的作用，前提是其所披露的信息能够被投资者所注意到。参考 Liu 等

[17,18]的研究, 新闻媒体报道、分析师追踪和机构投资者持股不仅是资本市场信息传递的重要渠道, 更是衡量投资者注意力的三个代理变量。既有研究表明, 在市场整体数据资产披露水平较低时, 相关信息具备较强的“新颖性”与“稀缺性”, 企业披露此类信息能够有效吸引外部市场的注意力: 通过引发新闻媒体的积极报道来增强信息扩散, 吸引分析师的深入挖掘以扩充特质信息供给, 并获得机构投资者的青睐与交易跟进以加速信息向股价的融入<sup>[5]</sup>。然而, 上文的基准回归结果表明, 数据资产信息披露降低股价同步性的作用会随着市场整体披露水平的提高而显著衰减。基于有限注意力理论, 我们推断这一时变特征的根源在于“注意力分散”: 当越来越多的上市公司开始普遍披露数据资产信息时, 媒体、分析师和机构投资者有限的注意力资源被分散, 导致这三个原本有效的注意力传导机制随之弱化。所以在本节中, 我们以媒体报道、分析师追踪和机构投资者持股作为机制变量, 对这三个机制进行再检验。另外如上文所述, 我们还利用“龙虎榜”这一准自然实验构建因果识别策略。

#### 4.1 媒体报道

既有研究表明, 数据资产信息披露有利于通过引发媒体报道来捕获投资者的有限注意力, 进而降低股价同步性<sup>[5,34]</sup>。相较于传统财务信息, 数据资产信息往往具有较强的新颖性和话题性, 因而更容易引起新闻媒体的广泛关注。这类信息常被市场视为企业数字化能力和未来成长潜力的重要信号, 通过媒体的报道向外传递, 从而吸引投资者的目光。在以个人投资者为主的中国资本市场中, 这一注意力机制尤为关键。由于有限的认知资源, 个人投资者更多地依赖媒体报道等二手信息进行投资决策。媒体对数据资产信息的再加工不仅降低了信息理解成本, 还很可能有效地将原本隐蔽于年报文本中的公司特质信息, 转化为能够被投资者捕捉的焦点, 从而减少股价对宏观或行业信息的依赖。然而, 这一机制同样也会受到信息环境的影响。当市场整体数据资产信息披露水平较低时, 相关信息具备较高的稀缺性与辨识度, 企业进行此类披露很可能更容易获得媒体的聚焦, 并有效吸引投资者的注意力; 但随着披露企业数量的增加、信息内容趋于同质化, 在有限注意力的约束下, 媒体与投资者的边际关注度很可能会下降。此时, 单个企业披露的数据资产信息更容易被淹没在市场噪声中, 导致其降低股价同步性的作用随之减弱。

因此, 我们对数据资产信息披露通过吸引媒体报道来降低股价同步性这一机制进行再检验。具体而言, 我们使用关于样本企业的网络新闻报道数 (*News\_cont1*) 和财经报刊与网络新闻总报道数量 (*News\_cont2*) 衡量媒体对上市公司数据资产信息扩散的影响, 再基于上文构建的计量模型(3)进行回归, 结果如表 3 所示。可以看出, 企业提高数据资产信息披露程度确实有利于吸引新闻媒体的关注, 但是当市场的整体数据资产信息披露水平较高时, 这一效果会随之减弱。

表 3 媒体报道机制检验结果

|                                 | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
|---------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                 | <i>News_cont1</i>      | <i>News_cont1</i>      | <i>News_cont2</i>      | <i>News_cont2</i>      |
| <i>LNDA</i>                     | 17.9314***<br>(4.4113) |                        | 20.2838***<br>(3.5644) |                        |
| $\overline{LNDA}$               | 48.2223**<br>(2.4694)  |                        | 64.6505**<br>(2.3984)  |                        |
| <i>LNDA</i> × $\overline{LNDA}$ | -8.6097**<br>(-2.5437) |                        | -8.7374*<br>(-1.8284)  |                        |
| <i>PERDA</i>                    |                        | 2.2e+03***<br>(4.2202) |                        | 2.4e+03***<br>(3.4470) |
| $\overline{PERDA}$              |                        | 6.2e+03**              |                        | 8.7e+03**              |

|                    |                                 |            |          |           |
|--------------------|---------------------------------|------------|----------|-----------|
|                    |                                 | (2.3021)   |          | (2.3463)  |
|                    | $PERDA \times \overline{PERDA}$ | -1.3e+05** |          | -1.4e+05* |
|                    |                                 | (-2.3034)  |          | (-1.7453) |
| 控制变量               | YES                             | YES        | YES      | YES       |
| 固定效应               | YES                             | YES        | YES      | YES       |
| <i>N</i>           | 27128                           | 27128      | 26424    | 26424     |
| Adj R <sup>2</sup> | 0.3111                          | 0.3111     | 0.2831   | 0.2831    |
| F                  | 152.8816                        | 152.7033   | 137.0884 | 136.9432  |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 4.2 分析师追踪

数据资产信息披露还很可能通过吸引分析师的深入追踪来捕获投资者的有限注意力,进而降低股价同步性。在传统财务报表难以充分反映数据资产价值的背景下,年报文本中的数据资产披露为投资者提供了重要的增量信息<sup>[35]</sup>。这类信息常被市场视为企业数字技术应用、数据治理能力与未来成长潜力的重要信号<sup>[36]</sup>。作为关键的信息中介,分析师很可能会对企业披露的这部分特质信息进行深度解读,并通过研究报告向外传递。这不仅降低了投资者的信息甄别成本,还很可能有效地将市场的注意力聚焦于公司自身,从而减少股价对宏观或行业信息的依赖<sup>[6]</sup>。然而,分析师对特质信息的挖掘与注意力凝聚作用同样很可能受到市场整体信息环境的制约。当市场整体数据资产信息披露水平较低时,相关信息具备较高的稀缺性,企业进行此类披露很可能更容易获得分析师的青睐,并有效捕获市场的注意力;但随着披露企业数量的增加、信息内容趋于同质化,在有限注意力的刚性约束下,分析师的认知资源会被大量相似信息所分散,其深入挖掘单个企业特质信息的边际意愿与能力很可能会显著下降。此时,单个企业披露的数据资产信息更容易被视为行业共性特征,导致其吸引分析师追踪并以此降低股价同步性的作用也很可能随之减弱。

因此,我们对数据资产信息披露通过吸引分析师跟踪来降低股价同步性这一机制进行再检验。具体而言,我们借鉴危雁麟等<sup>[6]</sup>的做法,使用在一年内对某企业进行过跟踪分析的分析师(团队)数量刻画企业分析师关注度(Follow),并使用所有分析师当年最近一次每股盈余预测的标准差与公司期初股票价格的比值刻画分析师的预测偏差程度(Bias),再基于上文构建的计量模型(3)进行回归,结果如表4所示。可以看出,企业提高数据资产信息披露程度确实有利于吸引分析师的追踪,不过当市场的整体数据资产信息披露水平较高时,其边际效果会随之减弱。但是,当被解释变量为分析师预测偏误(Bias)时,交乘项的回归系数在统计上并不显著。因此数据资产信息披露对预测偏误的改善作用并未受到市场整体披露水平的显著稀释。这说明,分析师在“决定关注哪家企业”的时候,其注意力易被同质化信息分散;可一旦分析师已经决定追踪某家企业,即便外界信息环境趋于同质化,只要披露内容本身包含了有关企业的增量信息,依然能有效帮助分析师提升分析准确性。换言之,同质化环境主要通过分散注意力削弱了披露行为的“信号功能”,但并未明显损害其作为专业估值工具的“实质功能”。这一结果进一步确证了数据资产信息的披露对资本市场定价效率的提升作用具有较强的实质作用,只是它可能难以被注意到。

表4 分析师追踪机制检验结果

|             | (1)       | (2)    | (3)        | (4)  |
|-------------|-----------|--------|------------|------|
|             | Follow    | Follow | Bias       | Bias |
| <i>LNDA</i> | 0.0758*** |        | -0.0004*** |      |

|                                 |           |           |           |            |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|------------|
|                                 | (7.0352)  |           | (-3.6994) |            |
| $\overline{LNDA}$               | -0.0982*  |           | -0.0010*  |            |
|                                 | (-1.9238) |           | (-1.7007) |            |
| $LNDA \times \overline{LNDA}$   | -0.0011   |           | -0.0000   |            |
|                                 | (-0.1257) |           | (-0.3420) |            |
| $PERDA$                         |           | 9.7172*** |           | -0.0671*** |
|                                 |           | (6.8940)  |           | (-4.7066)  |
| $\overline{PERDA}$              |           | -9.4862   |           | -0.1851**  |
|                                 |           | (-1.3403) |           | (-2.3705)  |
| $PERDA \times \overline{PERDA}$ |           | -1.6e+02  |           | 0.5469     |
|                                 |           | (-0.9797) |           | (0.3085)   |
| 控制变量                            | YES       | YES       | YES       | YES        |
| 固定效应                            | YES       | YES       | YES       | YES        |
| $N$                             | 27151     | 27151     | 14981     | 14981      |
| Adj R <sup>2</sup>              | 0.4770    | 0.4765    | 0.1432    | 0.1433     |
| F                               | 1.3e+03   | 1.3e+03   | 69.8767   | 69.8789    |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### 4.3 机构投资者持股

数据资产信息披露还很可能通过吸引机构投资者的关注与持股来捕获投资者的有限注意力，进而降低股价同步性。相较于个人投资者，机构投资者具备更专业的信息挖掘能力与交易资金优势。在传统财务报表未能充分体现数据资产价值的背景下，前瞻性与差异化的数据资产信息很可能会将机构投资者的注意力聚焦于企业基本面，促使其快速识别企业数字化特征并据此调整交易行为，从而加快特质信息融入股价的速度<sup>[37]</sup>。然而，机构投资者的认知资源与处理能力依然是有限的，其注意力凝聚作用同样很可能受到市场整体信息环境的深刻制约。当市场整体数据资产信息披露水平较低时，相关信息具有较强的稀缺性与增量特征，企业进行此类披露很可能更容易捕获机构投资者的注意力，促使其将其视为有价值的新信号并增加持股；但随着披露行为的普遍化、信息内容趋于同质化，在有限注意力的约束下，机构投资者的认知资源会被海量相似信息所分散，其深度挖掘并持续关注单一企业信息的意愿很可能会下降。此时，其吸引机构投资者持股并以此降低股价同步性的作用也很可能随之减弱。

因此，我们对数据资产信息披露通过吸引机构投资者持股来降低股价同步性这一机制进行再检验。具体而言，我们使用机构投资者持股比例（Inshold）作为衡量机构投资者加快信息融入效应的代理指标，再基于上文构建的计量模型(3)进行回归，结果如表 5 所示。可以看出，企业提高数据资产信息披露程度确实有利于吸引机构投资者持股，但是当市场的整体数据资产信息披露水平较高时，这一效果会随之减弱。

表 5 机构投资者持股检验结果

|                   | (1)       | (2)     |
|-------------------|-----------|---------|
|                   | Inshold   | Inshold |
| $LNDA$            | 1.4638    |         |
|                   | (1.3858)  |         |
| $\overline{LNDA}$ | 13.3869** |         |

|                                 |           |          |
|---------------------------------|-----------|----------|
|                                 | (2.3167)  |          |
| $LNDA \times \overline{LNDA}$   | -0.4633   |          |
|                                 | (-0.7310) |          |
| $PERDA$                         | 115.9999  |          |
|                                 | (0.8399)  |          |
| $\overline{PERDA}$              | 1.6e+03** |          |
|                                 | (2.1456)  |          |
| $PERDA \times \overline{PERDA}$ | -5.2e+03  |          |
|                                 | (-0.4819) |          |
| 控制变量                            | YES       | YES      |
| 固定效应                            | YES       | YES      |
| $N$                             | 27151     | 27151    |
| Adj $R^2$                       | 0.2653    | 0.2652   |
| $F$                             | 244.1222  | 244.0782 |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

#### 4.4 基于龙虎榜的准自然实验

为了进一步排除潜在的干扰因素，并对“注意力被分散”这一机制进行更为严格的因果推断，本文引入了中国 A 股市场特有的龙虎榜制度设计准自然实验。如前文所述，登上龙虎榜的企业会获得“爆发式关注”，进而能够为企业“注意力补偿”；且企业在第  $t$  年是否登上龙虎榜与企业第  $t$  年年报中的数据资产信息含量无关。因此，股票的上榜事件构成了一个外生注意力冲击。基于此，若数据资产信息披露效果的边际递减确实源于投资者注意力的分散，那么在企业获得额外注意力补偿的情境下（即登上龙虎榜），这种边际递减现象应当得到显著缓解。

因此，我们先构建“企业是否登上龙虎榜”这一虚拟变量  $WL$ 。然后，以某企业第  $t + 1$  年的媒体报道等衡量注意力的代理变量作为被解释变量、以股票第  $t$  年是否登上龙虎榜作为解释变量进行回归，验证“股票第  $t$  年登上龙虎榜确实会导致第  $t + 1$  年获得更多关注”，结果如表 6 所示。最后，我们将第  $t$  年登上龙虎榜的股票设定为处理组，未上榜的设定为对照组，并以此将样本分为两组分别进行回归，结果如表 7 所示。可以看出，相较于未登上龙虎榜（ $WL=0$ ）的样本组，登上龙虎榜（ $WL=1$ ）的样本组的交乘项系数更小。因此，龙虎榜带来的曝光确实“补回”了流失的投资者注意力，从而缓解了数据资产信息披露效果的递减。“注意力被分散”这一机制由此得到了强有力的支持。

表 6 关于龙虎榜是否影响注意力的回归结果

|           | (1)        | (2)        | (3)       | (4)      |
|-----------|------------|------------|-----------|----------|
|           | News_cont1 | News_cont2 | Follow    | Inshold  |
| $WL$      | 26.2927*** | 29.6746*** | 0.0637*** | 1.6900*  |
|           | (4.7001)   | (3.7046)   | (4.0514)  | (1.7596) |
| 控制变量      | YES        | YES        | YES       | YES      |
| 固定效应      | YES        | YES        | YES       | YES      |
| $N$       | 27601      | 26906      | 27684     | 27684    |
| Adj $R^2$ | 0.2969     | 0.2693     | 0.4644    | 0.2876   |
| $F$       | 29.5906    | 23.2516    | 441.1167  | 141.2216 |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

表 7 基于龙虎榜的因果识别结果

|                                 | WL=1<br>SYN             | WL=0<br>SYN             | WL=1<br>SYN             | WL=0<br>SYN              |
|---------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| <i>LNDA</i>                     | -0.0374***<br>(-2.8932) | -0.0365**<br>(-2.0656)  |                         |                          |
| $\overline{LNDA}$               | -0.1317*<br>(-1.8391)   | -0.2419***<br>(-3.0505) |                         |                          |
| $LNDA \times \overline{LNDA}$   | 0.0300***<br>(3.0039)   | 0.0383**<br>(2.5227)    |                         |                          |
| <i>PERDA</i>                    |                         |                         | -5.4910***<br>(-3.2230) | -6.0168***<br>(-2.5938)  |
| $\overline{PERDA}$              |                         |                         | -13.3417<br>(-1.2973)   | -35.5700***<br>(-3.2936) |
| $PERDA \times \overline{PERDA}$ |                         |                         | 572.7384***<br>(3.1659) | 924.2135***<br>(3.2260)  |
| 控制变量                            | YES                     | YES                     | YES                     | YES                      |
| 固定效应                            | YES                     | YES                     | YES                     | YES                      |
| <i>N</i>                        | 15472                   | 12212                   | 15472                   | 12212                    |
| Adj R <sup>2</sup>              | 0.3822                  | 0.3357                  | 0.3823                  | 0.3360                   |
| F                               | 96.3186                 | 93.7777                 | 96.4734                 | 94.1407                  |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 5 结论

本文基于有限注意力理论,重新审视了数据资产信息披露对资本市场定价效率的经济后果。研究表明,数据资产信息披露降低股价同步性、提升资本市场定价效率的作用并非总是存在,而是呈现出受制于整体披露密度的边际递减特征。在因果识别与机制验证方面,本文不仅通过媒体、分析师和机构投资者三个渠道证实了注意力传导路径的弱化,更巧妙利用“龙虎榜”这一准自然实验捕捉到了外部注意力的“补偿效应”。实证结果有力地证明:当市场整体披露水平较低时,相关信息具有较强的稀缺性,企业进行此类披露能够有效吸引媒体关注、分析师追踪以及机构投资者持股,进而加速企业特质信息融入股价;然而,随着披露的普遍化,上述传导机制大幅弱化;同时,当企业因交易异动而获得龙虎榜带来的“爆发式关注”时,能够有效“补回”投资者被分散的注意力,从而缓解数据资产披露效果的减弱,这为“注意力被分散”是导致披露价值稀释的根源提供了极其稳健的因果证据。本研究不仅拓展了有限注意力理论的边界,为数据资产信息披露的经济后果提供了全新的经验证据,更为相关政策与实践提供了深刻启示:监管部门在引导数据要素入表与披露时,应超越对普及率的单纯追求,着重建立差异化、实质性的披露规范;企业亦应摒弃套路化、模板化的文本堆砌,致力于深挖并展现自身数据资产的独特异质性价值,从而在高度拥挤的信息环境中重新捕获投资者关注。

## 附录

### 附录 A 本文主要变量定义

| 变量名称         | 变量符号       | 变量定义  |
|--------------|------------|---|
| 资本市场定价效率     | SYN        | 下一期的股价同步性指标，使用市场和行业收益率根据式(5)和式(6)计算得到               |
| 企业数据资产信息披露水平 | LNDA       | 数据资产信息披露指标之一，使用“数据资产”相关关键词词频统计总数+1的自然对数度量           |
|              | PERDA      | 数据资产信息披露指标之二，使用“数据资产”相关关键词词频统计总数占年报中总词频的比例度量        |
| 企业规模         | Size       | 总资产的自然对数  |
| 上市年限         | Age        | $\ln(\text{样本当前年份}-\text{上市年份}+1)$                  |
| 产权性质         | SOE        | 企业是否为国有企业，是为1，否则为0                                  |
| 是否为“四大”审计    | Big4       | 财务报告是否由“四大”会计师事务所审计，是为1，否则为0                        |
| 资产负债率        | LEV        | 总负债/总资产   |
| 营业收入增长率      | Grow       | $(\text{当年主营业务收入}-\text{上年主营业务收入})/\text{上年主营业务收入}$ |
| 总资产净利率       | ROA        | 净利润/总资产   |
| 市账比          | MB         | 企业市值/账面价值   |
| 股票换手率        | Turnover   | 流通股数计算的年内日均换手率取对数                                   |
| 两权分离度        | Separation | 控制权与所有权之间的差值  |
| 审计意见         | Opinion    | 财务报告的审计意见是否为标准无保留意见，是为1，否则为0                        |
| 股权集中度        | TOP1       | 第一大股东的持股比例  |
| 两职合一         | Dual       | 董事长与总经理是否为同一人，是为1，否则为0                              |
| 管理层持股比例      | Manhold    | 董监高持股数量占总股数量之比                                      |
| 董事会规模        | Boardsize  | 董事会董事数量   |
| 独立董事占比       | Indir      | 独立董事人数/董事会总人数                                       |
| 市场化指数        | Market     | 公司注册地所在省份“市场化指数评分”                                  |

## 参考文献

- [1] JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the Economics of Data[J/OL]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2819-2858[2026-02-03].  
<https://pubs.aeaweb.org/doi/10.1257/aer.20191330>. DOI:10.1257/aer.20191330.
- [2] 黄蓉, 陶长风, 韩若琦. 金融服务型数据平台企业数据资产会计处理——基于数库科技的案例分析[J/OL]. 管理世界, 2025, 41(9): 181-199[2026-01-02].  
<https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2025.0119>.  
DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2025.0119.
- [3] 王艳, 杨达. 中国式管理会计体系变革：从数据要素到数据资产[J/OL]. 管理世界, 2024,

- 40(10): 171-189[2026-01-02]. <https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2024.0111>.  
DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2024.0111.
- [4] BOCHKAY K, BROWN S V, LEONE A J, 等. Textual Analysis in Accounting: What's Next?[J/OL]. *Contemporary Accounting Research*, 2023, 40(2): 765-805[2025-10-09].  
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1911-3846.12825>.  
DOI:10.1111/1911-3846.12825.
- [5] 李世刚, 邵宏彬, 方芳, 等. 企业数据资产信息披露与资本市场定价效率[J/OL]. *中国工业经济*, 2025(7): 138-155[2025-10-09].  
<https://doi.org/10.19581/j.cnki.ciejournal.2025.07.010>.  
DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2025.07.010.
- [6] 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/OL]. *管理工程学报*, 2022, 36(5): 130-141[2025-10-09].  
<https://doi.org/10.13587/j.cnki.jieem.2022.05.011>. DOI:10.13587/j.cnki.jieem.2022.05.011.
- [7] 张龙, 张俊瑞, 陈怡欣, 等. 数据资产信息披露影响了资本市场资源配置效率吗?——以权益资本成本为视角[J/OL]. *管理工程学报*, 2025[2026-07-06].  
<https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CAPJ&dbname=CAPJLAST&filename=GLGU20250519001>.
- [8] 张树山, 刘赵宁, 姚欣妍. 数据资产信息披露何以影响股价崩盘风险[J/OL]. *广东财经大学学报*, 2025, 40(3): 54-69[2026-07-02].  
<https://doi.org/10.20209/j.gxcb.441711.20250526.001>.  
DOI:10.20209/j.gxcb.441711.20250526.001.
- [9] 张娆, 张雅婷. 数据资产信息披露与分析师乐观偏差——“光环效应”还是“信息风险”?[J/OL]. *中央财经大学学报*, 2025(11): 74-90.  
<https://link.cnki.net/doi/10.19681/j.cnki.jcufe.2025.11.003>.  
DOI:10.19681/j.cnki.jcufe.2025.11.003.
- [10] LIU J Y, JIA F X, ZHANG Y N, 等. Does data asset disclosure mitigate stock mispricing? A signalling perspective[J/OL]. *Enterprise Information Systems*, 2026: 2607361[2026-02-04].  
<https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/17517575.2025.2607361>.  
DOI:10.1080/17517575.2025.2607361.
- [11] HIRSHLEIFER D, TEOH S H. Limited attention, information disclosure, and financial reporting[J/OL]. *Journal of Accounting & Economics*, 2003, 36(1-3): 337-386[2025-11-29].  
[https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165410103000648?pes=vor&utm\\_source=clarivate&getft\\_integrator=clarivate](https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165410103000648?pes=vor&utm_source=clarivate&getft_integrator=clarivate). DOI:10.1016/j.jacceco.2003.10.002.
- [12] BLANKESPOOR E, DEHAAN E, MARINOVIC I. Disclosure processing costs, investors' information choice, and equity market outcomes: A review[J/OL]. *Journal of Accounting and Economics*, 2020, 70(2): 101344[2026-01-12].  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016541012030046X>.  
DOI:10.1016/j.jacceco.2020.101344.
- [13] KWAN A, LIU Y, MATTHIES B. Institutional Investor Attention[J/OL]. *The Journal of Finance*, 2026: jofi.70009[2026-01-26].  
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jofi.70009>. DOI:10.1111/jofi.70009.
- [14] FERRACUTI E, LIND G. Macroeconomic Information Acquisition Around Earnings Clusters[J/OL]. *Journal of Accounting Research*, 2026, 64(2): 721-761[2026-03-26].  
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1475-679X.70020>.

- DOI:10.1111/1475-679X.70020.
- [15] PENG L, XIONG W. Investor attention, overconfidence and category learning[J/OL]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(3): 563-602[2025-11-30].  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X05002138>.  
DOI:10.1016/j.jfineco.2005.05.003.
- [16] XU D, HUANG J, REN X, 等. ESG report textual similarity and stock price synchronicity: Evidence from China[J/OL]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2024, 85: 102343[2026-07-02].  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927538X24000945>.  
DOI:10.1016/j.pacfin.2024.102343.
- [17] LIU L X, SHERMAN A E, ZHANG Y. The Long-Run Role of the Media: Evidence from Initial Public Offerings[J/OL]. *Management Science*, 2014, 60(8): 1945-1964[2026-01-16].  
<https://pubsonline.informs.org/doi/10.1287/mnsc.2013.1851>. DOI:10.1287/mnsc.2013.1851.
- [18] LIU L X, LU R, SHERMAN A E, 等. IPO underpricing and limited attention: Theory and evidence[J/OL]. *Journal of Banking & Finance*, 2023, 154: 106932[2026-01-16].  
<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426623001371>.  
DOI:10.1016/j.jbankfin.2023.106932.
- [19] HONG H, LIM T, STEIN J C. Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies[J/OL]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(1): 265-295[2026-07-05]. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/0022-1082.00206>.  
DOI:10.1111/0022-1082.00206.
- [20] DA Z, ENGELBERG J, GAO P. In Search of Attention[J/OL]. *The Journal of Finance*, 2011, 66(5): 1461-1499[2026-07-05].  
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.2011.01679.x>.  
DOI:10.1111/j.1540-6261.2011.01679.x.
- [21] ALI U, HIRSHLEIFER D. Shared analyst coverage: Unifying momentum spillover effects[J/OL]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 136(3): 649-675[2026-07-05].  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X19302533>.  
DOI:10.1016/j.jfineco.2019.10.007.
- [22] LI Z, LIU J, LIU X, 等. Investor attention and stock price efficiency: Evidence from quasi-natural experiments in China[J/OL]. *Financial Management*, 2024, 53(1): 175-225[2026-05-08]. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/fima.12432>.  
DOI:10.1111/fima.12432.
- [23] LI Z, LIU J, LIU J, 等. Investor attention and stock price manipulation: Evidence from daily quasi-natural experiments[J/OL]. *Journal of Banking & Finance*, 2025, 179: 107528[2026-05-20]. <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426625001487>.  
DOI:10.1016/j.jbankfin.2025.107528.
- [24] 冯旭南. 注意力影响投资者的股票交易行为吗?——来自“股票交易龙虎榜”的证据[J/OL]. *经济学(季刊)*, 2017, 16(1): 255-274[2026-07-06].  
<https://link.cnki.net/doi/10.13821/j.cnki.ceq.2016.04.10>.  
DOI:10.13821/j.cnki.ceq.2016.04.10.
- [25] 肖欣荣, 周晏伊. 中国 A 股涨跌停交易制度与投资者处置效应[J/OL]. *金融研究*, 2024(9): 153-170[2026-07-06].  
<https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CJFQ&dbname=CJFDLAST2025&filename=JRYJ202409009>.

- [26] HIRSHLEIFER D, LIM S S, TEOH S H. Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News[J/OL]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(5): 2289-2325[2025-11-30].  
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1540-6261.2009.01501.x>.  
DOI:10.1111/j.1540-6261.2009.01501.x.
- [27] DURNEV A, MORCK R, YEUNG B, 等. Does Greater Firm-Specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?[J/OL]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5): 797-836[2025-10-09].  
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1046/j.1475-679X.2003.00124.x>.  
DOI:10.1046/j.1475-679X.2003.00124.x.
- [28] 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/OL]. *现代财经（天津财经大学学报）*, 2022, 42(11): 32-47[2025-10-09].  
<https://doi.org/10.19559/j.cnki.12-1387.2022.11.003>.  
DOI:10.19559/j.cnki.12-1387.2022.11.003.
- [29] 王木之, 李丹. 新审计报告和股价同步性[J/OL]. *会计研究*, 2019(1): 86-92[2025-10-09].  
<https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CJFQ&dbname=CJFDLAST2019&filename=KJYJ201901013>.
- [30] 宋昕倍, 陈莹, 逯东, 等. 信息环境、上市公司增量信息披露与资本市场定价效率——基于 MD&A 文本相似度的研究[J/OL]. *南开管理评论*, 2024, 27(5): 30-39[2025-10-09].  
<https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CJFQ&dbname=CJFDLAST2024&filename=LKGP202405003>.
- [31] 赵纳晖, 刘瑾. 内部控制评价报告文本特征与资本市场定价效率[J/OL]. *审计研究*, 2024(3): 148-160[2025-10-09].  
<https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CJFQ&dbname=CJFDLAST2024&filename=SJYZ202403013>.
- [32] 伊志宏, 杨圣之, 陈钦源. 分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究[J/OL]. *中国工业经济*, 2019(1): 156-173[2025-10-09].  
<https://doi.org/10.19581/j.cnki.ciejournal.2019.01.009>.  
DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2019.01.009.
- [33] 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/OL]. *当代财经*, 2024(2): 154-164[2025-10-09]. <https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20231213.001>.  
DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20231213.001.
- [34] 黄俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J/OL]. *管理世界*, 2014(5): 121-130[2025-10-09].  
<https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2014.05.010>.  
DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2014.05.010.
- [35] LIU D, LI M, LI M, 等. Market reaction to announcement of accounting treatment of data assets: evidence from China[J/OL]. *Journal of Accounting Literature*, 2025[2026-02-01].  
<https://doi.org/10.1108/JAL-10-2024-0290>. DOI:10.1108/JAL-10-2024-0290.
- [36] 牛彪, 于翔. 数据资产获得投资者偏好了吗? ——基于权益资本成本视角[J/OL]. *证券市场导报*, 2024(7): 68-79[2025-10-09].  
<https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CJFQ&dbname=CJFDLAST2024&filename=ZQDB202407006>.
- [37] MCCAHERY J A, SAUTNER Z, STARKS L T. Behind the Scenes: The Corporate

Governance Preferences of Institutional Investors[J/OL]. *The Journal of Finance*, 2016, 71(6): 2905-2932[2025-10-09]. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jofi.12393>. DOI:10.1111/jofi.12393.