

# 数据资产信息披露对企业 ESG 表现的影响研究

彭祖玉, 秦雪梅

西南大学经济管理学院, 重庆 400715

DOI:10.61369/ER.2025010017

**摘 要 :** 在数字经济时代, 数据资产成为企业创造经济价值和重塑竞争力的核心资产, 外部利益相关者越发关注其信息披露水平, 数据资产信息披露能够增强信息透明度, 更好量化 ESG 行为, 提升企业 ESG 表现, 但也可能会挤占 ESG 发展资源, 抑制企业 ESG 发展, 呈现“双向动态性”。文章选取 2009—2023 年沪深 A 股的上市公司作为研究样本进行实证检验, 深入探究数据资产信息披露和企业 ESG 表现之间的关系。研究发现, 数据资产信息披露能够通过吸引媒体关注提高信息披露质量来提升企业 ESG 表现, 同时较高的融资约束会使得数据资产信息披露对企业 ESG 表现的提升作用更明显。

**关 键 词 :** 数据资产信息披露; 企业 ESG 表现

## Research on the Impact of Data Asset Information Disclosure on Enterprise ESG Performance

Peng Zuyu, Qin Xuemei

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715

**Abstract :** In the era of digital economy, data assets have become the core assets for enterprises to create economic value and reshape their competitiveness. External stakeholders are increasingly concerned about their information disclosure levels. The disclosure of data asset information can enhance information transparency, better quantify ESG behaviors, and improve the ESG performance of enterprises. However, it may also encroach on ESG development resources and inhibit the ESG development of enterprises. Present "bidirectional dynamics". This article selects listed companies on the Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2009 to 2023 as research samples for empirical tests, and deeply explores the relationship between data asset information disclosure and the ESG performance of enterprises. The research finds that the disclosure of data asset information can enhance the ESG performance of enterprises by attracting media attention and improving the quality of information disclosure. Meanwhile, higher financing constraints will make the improvement effect of data asset information disclosure on the ESG performance of enterprises more obvious.

**Keywords :** disclosure of data asset information; enterprise ESG performance

## 引言

党的二十大报告提出, 加快建设数字中国, 加快发展数字经济。数据作为新型生产要素, 其战略价值日益凸显。数据资产不仅是数字经济发展的核心驱动力, 更与企业的 ESG 表现密切相关。一方面, 数据资产信息的披露程度既彰显了企业的主观能动性, 又反映了企业的数据资产储备量。企业积极主动地披露数据资产相关信息, 表明其在信息处理工作中持有开放且透明的立场, 有利于提升信息披露质量, 从而量化企业在 ESG 上所付出的努力, 同时丰富的数据资产为企业可持续发展提供支持动力。另一方面, 企业数据资产信息的披露可能会暴露企业伪 ESG 行为, 并且数据采集、数据治理和信息整理工作可能减少企业对 ESG 的投资, 从而导致企业 ESG 水平降低。这种“双向动态性”表明, 数据资产信息披露对 ESG 的影响具有复杂性。

因此, 如何充分发挥数据资产信息披露对 ESG 表现的积极影响, 规避潜在风险, 是当前亟待解决的问题。基于这一认识, 本文对数据资产信息披露与企业 ESG 表现的关系进行研究, 并进一步探讨其作用机制, 为数据资产研究和企业 ESG 表现研究提供有益补充。

作者简介:

彭祖玉 (2004.07-), 女, 汉族, 四川宜宾人, 本科, 会计学。

秦雪梅 (2003.03-), 女, 汉族, 重庆忠县人, 本科, 会计学。

## 一、理论分析与研究假设

### （一）数据资产信息披露与企业 ESG 表现

依据利益相关者理论以及信号传递理论，利益相关者对企业的环境、社会和治理表现越来越关注，高水平的 ESG 表现能向外界传递良好的企业形象。

首先，环境方面，企业通过披露数据资产信息，能展现其如何使用数据资产进行环境管理，可以让利益相关者更好地了解企业环境管理情况，能让外界直观了解其在环境责任履行上的投入与成果，有助于提升企业环境层面的声誉，进而提升企业在 ESG 环境层面的表现。其次，社会方面，董丽双（2024）数据资产信息披露要求企业公开数据隐私保护措施、用户信息合规性管理等内容，提升了企业和社会层面的认可度，改善社会关系，有利于企业获取更多社会资源和支持，进而提升社会维度的 ESG 表现<sup>[1]</sup>。最后，公司治理方面，牛彪等（2023）数据资产信息披露涵盖数据资产权属界定、内部数据治理框架等信息，使股东、监管机构等能更好地监督企业治理情况，减少信息不对称，直接强化了公司治理结构的规范性和有效性<sup>[2]</sup>。

另一方面，企业数据信息资产披露可能抑制 ESG 表现。代理理论指出，管理者可能选择性披露信息以隐藏负面数据，会影响评级机构对企业的评估。此外，有限资源下，数据资产信息披露工作会挤占企业对 ESG 投入，降低企业 ESG 水平。

基于上述分析，本文提出竞争性假设：

H0a：数据资产信息披露增加能够显著提升企业 ESG 表现。

H0b：数据资产信息披露增加会抑制企业 ESG 表现

### （二）媒体关注度的中介作用

夏同水（2024）媒体关注是指媒体对特定事件、话题、人物或组织的关注和报道程度<sup>[3]</sup>。随着国家对数据资产信息披露的重视，企业主动披露数据资产信息，展现了企业对国家政策的积极响应，积极披露数据资产信息的企业能够吸引媒体进行正面报道。公众对媒体利用程度在不断提升，徐莉萍等（2011）作为市场经济中重要独立的第三方，媒体被看作是推进企业履行社会责任的一支重要力量，其在传播信息、舆论监督方面发挥的作用越加明显，对于促进企业 ESG 表现的提升有不可忽视的作用<sup>[4]</sup>。陶莹（2013）指出声誉这一因素在媒体关注与社会责任信息披露的关系中发挥着中介作用<sup>[5]</sup>。媒体关注带来的声誉激励会促使企业积极履行社会责任，加强环境管理，完善公司治理，以获得更多正面报道。并且作为外部监督者，媒体在揭露投资行为，维护投资者利益和监督企业履行 ESG 责任有着不可忽视的作用。因此，媒体关注有助于促进企业 ESG 表现的提升。

综合以上分析，本研究提出假设 H1：数据资产信息披露能够通过吸引媒体关注而提升企业 ESG 表现。

### （三）信息披露质量的中介作用

数据资产信息披露通过丰富披露内容与提高信息可靠性提升

了企业整体信息披露质量。刘佩（2025）企业自愿披露数据资产信息体现了其信息披露的公开性与透明度，使投资者等利益相关者能够更全面掌握企业经营动态及数据资产信息使用情况，有效缓解了信息不对称，这直接影响 ESG 评价的信息基础。温亚东（2024）信息披露质量的提升，能够降低“漂绿”风险，提升 ESG 评级的可信度<sup>[6]</sup>。史庆瑞（2024）随着社会对数据资产信息的重视度的提升，根据利益相关者理论，投资者、监管机构对高质量数据资产信息的认可，会形成市场压力与激励，加强社会公众对企业的监督，抑制企业机会主义行为以及伪 ESG 行为。

基于以上分析，本研究提出假设 H2：数据资产信息披露能够通过提高信息披露质量提升企业 ESG 表现。

### （四）融资约束的调节作用

基于资源替代效应，企业融资约束较高时，面临着外部融资困难。方先明（2023）数据资产信息披露能够提供可靠的战略资源信号，增强投资者信心，降低融资溢价，从而释放资金用于绿色技术研发、社会责任项目，显著提升 ESG 表现<sup>[7]</sup>。融资约束较低时，陈晓珊等（2024）资产信息披露的增量信号效应有限，对企业 ESG 表现的提升作用相对弱化<sup>[8]</sup>。

本研究提出假设 H3：融资约束越高，数据资产信息披露对企业 ESG 表现的提升作用越明显。

## 二、研究设计

### （一）样本选取与数据来源

本研究选取 2009—2023 年沪深 A 股的上市公司作为研究样本，数据获取渠道为国泰安数据库（CSMAR）以及中国研究数据服务平台（CNRDS）。数据处理过程中遵循如下步骤：（1）排除数据异常或变量存在缺失样本；（2）剔除被特殊处理样本（例\*ST、ST）；（3）剔除金融类企业。对所选取样本数据进行上下 1% 缩尾处理，最终获得 26270 个样本观测值，利用 stata18.0 进行数据处理与分析。

### （二）变量选取与说明

1. 解释变量。数据资产信息披露。本文借鉴苑泽明等（2022）的做法，采用“种子词集 + 相似词扩充”的方式构建数据资产的文本分析体系。构建流程具体分为以下三个步骤：其一，在参考《数据资产管理实践白皮书 6.0》的前提下，挑选“数据资源”和“数据资产”作为数据资产种子词汇；其二，借助深度学习技术，获取与种子词汇语义相似的词集，仅保留相似度大于 0.5 的词汇，进而形成数据资产词典；其三，依据所构建的数据资产词典，对企业年度财务报告中相关词汇的出现频次展开统计分析，以此评估上市企业的数据资产信息披露水平。计算模型如下：

$$Diga_{it} = \sum \text{dictionary\_words}_{it} / \text{total\_words}_{it} \times 100 \quad (1)$$

(1) 式中： $Digas_{it}$  代表企业  $i$  在第  $t$  年的数据资产水平； $dictionary\_words_{in}$  为词典中第  $n$  个种子或者相似词汇在企业  $i$  第  $t$  年年报中的精确词频； $total\_words_{in}$  为企业  $i$  在第  $t$  年年度报告的总词频。

2. 被解释变量。企业 ESG 表现。选用贴近中国市场且广泛运用的华证 ESG 综合评级来衡量企业 ESG 表现。将 ESG 评级的 AAA 至 C9 个等级，依次赋值为 9 至 1 分。通过赋值可以直观地 ESG 表现的优劣，ESG 赋值越高，表明企业的 ESG 表现越佳。

3. 控制变量。在研究过程中，本研究把总资产收益率、资产负债率、企业规模、第一大股东持股比例、董事会规模、独立董事占比以及两职合一情况设定为控制变量。

(三) 模型构建

为了深入探究数据资产信息披露给企业 ESG 表现所带来的影响，本研究专门构建了如下计量模型以开展实证分析：

$$ESG_{it} = \alpha + \beta Digas_{it} + \theta Controls_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： $ESG_{it}$  为被解释变量，用于评估企业  $i$  在第  $t$  年企业 ESG 表现， $Digas_{it}$  为解释变量，反映企业  $i$  在  $t$  年的数据资产信息披露水平；纳入  $Controls_{it}$  这一组企业层面的控制变量以更全面分析 ESG 表现的影响因素；参数  $\beta$  的估计结果可以清晰地展现出数据资产信息披露在企业 ESG 表现方面所产生的整体影响效应； $\varepsilon_{it}$  代表基准模型中的随机误差项。

三、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 1 呈现了主要变量的描述性统计结果。总体而言，在 2009 年至 2023 年这一时间段内，数据资产信息披露水平的平均值为 0.006，最小值为 0，最大值为 0.775，这反映出样本中的大部分企业在数据资产信息披露方面的水平较低，还有较大的提升空间。

| 表 1 变量定义和描述性统计 |                 |       |        |          |        |           |
|----------------|-----------------|-------|--------|----------|--------|-----------|
| 变量名称           | 变量定义            | 观测值   | 平均值    | 标准差      | 最小值    | 最大值       |
| 数据资产信息披露       | 详见上文表述          | 26270 | 0.006  | 0.026    | 0.000  | 0.775     |
| ESG            | 华证 ESG 得分       | 26270 | 4.300  | 0.970    | 1.000  | 8.000     |
| 总资产收益率         | 净利润 / 总资产       | 26270 | 0.049  | 0.073    | -3.339 | 2.637     |
| 资产负债率          | 总负债 / 总资产       | 26270 | 0.416  | 0.290    | 0.008  | 27.920    |
| 企业规模           | 年末总资产 (元) 取自然对数 | 26270 | 221.36 | 1031.558 | 0.009  | 29033.225 |
| 第一大股东持股比例      | 第一大股东持股数量 / 总股数 | 26270 | 35.180 | 15.268   | 2.197  | 89.990    |
| 董事会规模          | 董事会人数 (人) 取自然对数 | 26270 | 8.629  | 1.733    | 3.000  | 18.000    |

|        |                     |       |       |       |       |       |
|--------|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 独立董事占比 | 独立董事 / 董事会总人数       | 26270 | 0.375 | 0.056 | 0.000 | 0.800 |
| 两职合一   | 董事长与总经理相同时为 1，否则为 0 | 26270 | 0.290 | 0.454 | 0.000 | 1.000 |

注：为使描述性统计有意义，表中数值展示的是变量的原值信息，其中，企业规模展示的数值是年末总资产（亿元），董事会规模展示的是董事人数（人），后文则根据表 1 的定义对相关变量进行取对处理。

(二) 基准回归

表 2 呈现了 (2) 式的回归成果。采用逐步纳入控制变量和固定效应的方法。结果显示，数据资产信息披露的回归系数一直为正，并在 1% 的水平下显著。这表明即便在考虑了更多因素的情况下，数据资产信息披露对企业 ESG 表现的积极影响依然稳健存在。综上，数据资产信息披露可以显著有效促进企业 ESG 水平的提升。由此，研究假设 H0a 得以验证。

| 表 2 基准回归结果     |                      |                       |                     |
|----------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
| 变量             | (1)<br>ESG           | (2)<br>ESG            | (3)<br>ESG          |
| 数据资产信息披露       | 1.992***<br>(8.63)   | 2.032***<br>(9.00)    | 1.029***<br>(4.46)  |
| 总资产收益率         |                      | 1.094***<br>(11.62)   | 1.023***<br>(6.92)  |
| 资产负债率          |                      | -0.281***<br>(-11.18) | -0.266<br>(-1.57)   |
| 企业规模           |                      | 0.152***<br>(31.66)   | 0.162***<br>(11.46) |
| 第一大股东持股比例      |                      | 0.001<br>(1.58)       | 0.002***<br>(4.28)  |
| 董事会规模          |                      | 0.026<br>(0.73)       | 0.112***<br>(3.05)  |
| 独立董事占比         |                      | 1.412***<br>(11.50)   | 1.442***<br>(11.63) |
| 两职合一           |                      | 0.059***<br>(4.47)    | 0.029**<br>(2.23)   |
| 常数项            | 4.287***<br>(695.89) | 0.309**<br>(2.42)     | -0.131<br>(-0.54)   |
| 行业固定效应         | 未控制                  | 未控制                   | 已控制                 |
| 年份固定效应         | 未控制                  | 未控制                   | 已控制                 |
| 观测值            | 26270                | 26270                 | 26270               |
| R <sup>2</sup> | 0.003                | 0.065                 | 0.113               |
| F 值            | 74.414               | 228.728               | 147.385             |

注：① \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。② 括号内为 t 值。

(三) 内生性和稳健性检验

1. 工具变量法。选取同年度同行业同城市剔除自身企业后的数据资产信息披露水平平均值为工具变量。在第一阶段的回归中，工具变量的回归系数在 1% 的显著水平上呈现出显著为正的态势。这一结果清晰地表明，工具变量能够对企业数据资产信息披露的水平施加影响，由此可见，工具变量的选取十分恰当。而在

第二阶段的回归过程中，我们能够观察到数据资产信息披露的回归系数是1.348，也在5%水平下显著。研究结论仍然成立，说明本文的结论是稳健的。

表3 工具变量法回归结果

| 变量                            | (1) 第一阶段<br>数据资产信息披露 | (2) 第二阶段<br>ESG       |
|-------------------------------|----------------------|-----------------------|
| 数据资产信息披露                      |                      | 1.348**<br>(2.24)     |
| 工具变量                          | 0.998***<br>(16.28)  |                       |
| 总资产收益率                        | -0.012**<br>(-2.10)  | 1.122***<br>(6.13)    |
| 资产负债率                         | -0.002**<br>(-2.07)  | -0.122<br>(-0.76)     |
| 企业规模                          | -0.000<br>(-0.61)    | 0.156***<br>(10.90)   |
| 第一大股东持股比例                     | -0.000<br>(-0.61)    | 0.003***<br>(4.82)    |
| 董事会规模                         | 0.001<br>(0.72)      | 0.202***<br>(3.66)    |
| 独立董事占比                        | 0.022***<br>(3.45)   | 1.428***<br>(7.59)    |
| 两职合一                          | -0.000<br>(-0.46)    | -0.002<br>(-0.12)     |
| 常数项                           | -0.005<br>(-1.12)    | -0.800***<br>(-2.66)  |
| 行业固定效应                        | 已控制                  | 已控制                   |
| 年份固定效应                        | 已控制                  | 已控制                   |
| 观测值                           | 10558                | 10558                 |
| R <sup>2</sup>                |                      | 0.136                 |
| F值                            |                      | 120.841               |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量     |                      | 116.026***            |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 |                      | 265.069***<br>[16.38] |

注：①\*\*\*，\*\*和\*分别表示1%，5%和10%的显著性水平。  
②括号内为t值。③[]数值为弱工具变量检验10%水平上的临界值。

2.其他变量。回归结果详见表4，分析结果显示，虽然滞后变量的回归系数相较于基准模型有一定程度的下降，但其仍在1%显著性水平上保持正向关系；在替换核心解释变量和被解释变量的测量模型之后，研究结果并未发生改变；企业数据资产信息披露的回归系数在1%的显著性水平下，依然呈现正向关系，与前述分析结论高度吻合，证实了研究发现的稳健性。

表4 稳健性检验回归结果

| 变量             | (1) 核心解释<br>变量滞后一阶<br>ESG | (2) 替换解<br>释变量<br>ESG | (3) 替换被解<br>释变量<br>ESG2 |
|----------------|---------------------------|-----------------------|-------------------------|
| 数据资产信息披露       |                           |                       | 5.444***<br>(5.01)      |
| 数据资产信息披露2      |                           | 1.625***<br>(4.41)    |                         |
| L. 数据资产信息披露    | 0.933***<br>(3.70)        |                       |                         |
| 总资产收益率         | 0.886***<br>(5.55)        | 1.023***<br>(6.92)    | 5.095***<br>(6.80)      |
| 资产负债率          | -0.779***<br>(-9.97)      | -0.266<br>(-1.57)     | -1.390<br>(-1.62)       |
| 企业规模           | 0.225***<br>(24.86)       | 0.162***<br>(11.46)   | 0.815***<br>(11.47)     |
| 第一大股东持股比例      | 0.001<br>(1.38)           | 0.002***<br>(4.28)    | 0.009***<br>(4.50)      |
| 董事会规模          | 0.080*<br>(1.84)          | 0.112***<br>(3.04)    | 0.625***<br>(3.50)      |
| 独立董事占比         | 1.379***<br>(9.58)        | 1.442***<br>(11.63)   | 7.168***<br>(11.99)     |
| 两职合一           | 0.008<br>(0.54)           | 0.029**<br>(2.22)     | 0.151**<br>(2.40)       |
| 常数项            | -1.183***<br>(-6.12)      | -0.131<br>(-0.54)     | 51.640***<br>(42.65)    |
| 行业固定效应         | 已控制                       | 已控制                   | 已控制                     |
| 年份固定效应         | 已控制                       | 已控制                   | 已控制                     |
| 观测值            | 19392                     | 26270                 | 26270                   |
| R <sup>2</sup> | 0.133                     | 0.113                 | 0.123                   |
| F值             | 141.497                   | 147.336               | 159.580                 |

注：①\*\*\*，\*\*和\*分别表示1%，5%和10%的显著性水平。  
②括号内为t值。

(四) 中介效应检验

1.媒体关注度。本文进行中介效应检验，检验结果呈现于表5，在列(2)中，数据资产信息披露的回归系数在1%的显著性水平下显著为正，在列(3)中，数据资产信息披露和媒体关注度的回归系数都在1%的显著性水平下显著为正。进一步进行sobel检验，得到Z值为5.052，该数值大于临界值1.96，且p值小于0.01。由此可知，数据资产信息披露能够借助提高媒体关注度这一途径，进一步促进企业ESG表现的提升。假设H1得到验证。

表5 媒体关注度中介作用回归结果

| 变量       | (1)<br>ESG         | (2)<br>媒体关注度       | (3)<br>ESG         |
|----------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 数据资产信息披露 | 1,029***<br>(4,46) | 0,846***<br>(3,37) | 0,994***<br>(4,31) |
| 媒体关注度    |                    |                    | 0,041***<br>(5,48) |
| 总资产收益率   | 1,023***           | 1,025***           | 0,981***           |



|                |          |           |          |
|----------------|----------|-----------|----------|
|                | (6,92)   | (9,29)    | (6,67)   |
| 资产负债率          | -0,266   | 0,135***  | -0,272   |
|                | (-1,57)  | (3,21)    | (-1,61)  |
| 企业规模           | 0,162*** | 0,392***  | 0,146*** |
|                | (11,46)  | (63,28)   | (9,83)   |
| 第一大股东持股比例      | 0,002*** | -0,002*** | 0,002*** |
|                | (4,28)   | (-6,94)   | (4,52)   |
| 董事会规模          | 0,112*** | 0,186***  | 0,104*** |
|                | (3,05)   | (5,88)    | (2,84)   |
| 独立董事占比         | 1,442*** | 1,099***  | 1,397*** |
|                | (11,63)  | (10,10)   | (11,27)  |
| 两职合一           | 0,029**  | 0,125***  | 0,024*   |
|                | (2,23)   | (11,39)   | (1,83)   |
| 常数项            | -0,131   | -4,314*** | 0,047    |
|                | (-0,54)  | (-29,99)  | (0,19)   |
| 行业固定效应         | 已控制      | 已控制       | 已控制      |
| 年份固定效应         | 已控制      | 已控制       | 已控制      |
| 观测值            | 26270    | 26270     | 26270    |
| R <sup>2</sup> | 0.113    | 0.406     | 0.114    |
| F 值            | 147.385  | 892.336   | 138.894  |
| Sobel 检验       |          | 4.352 *** |          |

注：①\*\*\*，\*\*和\*分别表示1%，5%和10%的显著性水平。

②括号内为 t 值。

2.信息披露质量。企业披露数据资产弥补了财务信息的不足，并且数据资产信息披露水平越高，信息透明度就越高。高质量的信息披露能够增强企业与利益相关者之间的信任，促使企业更好地履行 ESG 责任，提升企业 ESG 表现。为验证这一逻辑，本文进行中介效应检验，检验结果呈现于表6，在列（2）中，数据资产信息披露的回归系数在1%的显著性水平下显著为正，在列（3）中，数据资产信息披露和信息披露质量的回归系数都在1%的显著性水平下显著为正。进一步进行 sobel 检验，得到 Z 值为 4.352，大于临界值 1.96，p 值小于 0.01，表明数据资产信息披露可借助优化信息披露的质量，进而推动企业 ESG 表现得以提升。假设 H2 得到验证。

| 表6信息披露质量中介作用回归结果 |          |           |          |
|------------------|----------|-----------|----------|
|                  | (1)      | (2)       | (3)      |
|                  | ESG      | 信息披露质量    | ESG      |
| 数据资产信息披露         | 1.029*** | 7.391***  | 0.942*** |
|                  | (4.46)   | (3.19)    | (4.16)   |
| 信息披露质量           |          |           | 0.012*** |
|                  |          |           | (14.28)  |
| 总资产收益率           | 1.023*** | 40.095*** | 0.547*** |
|                  | (6.92)   | (10.84)   | (4.13)   |
| 资产负债率            | -0.266   | 1.427     | -0.283*  |
|                  | (-1.57)  | (0.73)    | (-1.92)  |
| 企业规模             | 0.162*** | 3.278***  | 0.123*** |
|                  | (11.46)  | (19.44)   | (8.67)   |
| 第一大股东持股比例        | 0.002*** | -0.051*** | 0.002*** |
|                  | (4.28)   | (-11.48)  | (5.71)   |

|                |          |            |          |
|----------------|----------|------------|----------|
| 董事会规模          | 0.112*** | -0.325     | 0.116*** |
|                | (3.05)   | (-0.89)    | (3.18)   |
| 独立董事占比         | 1.442*** | 2.675**    | 1.410*** |
|                | (11.63)  | (2.15)     | (11.49)  |
| 两职合一           | 0.029**  | 1.676***   | 0.009    |
|                | (2.23)   | (13.14)    | (0.71)   |
| 常数项            | -0.131   | -65.073*** | 0.641**  |
|                | (-0.54)  | (-22.10)   | (2.55)   |
| 行业固定效应         | 已控制      | 已控制        | 已控制      |
| 年份固定效应         | 已控制      | 已控制        | 已控制      |
| 观测值            | 26270    | 26270      | 26270    |
| R <sup>2</sup> | 0.113    | 0.256      | 0.125    |
| F 值            | 147.385  | 428.244    | 199.317  |
| Sobel 检验       |          | 4.352 ***  |          |

注：①\*\*\*，\*\*和\*分别表示1%，5%和10%的显著性水平。

②括号内为 t 值。

（五）调节效应检验

企业融资约束较高时，企业融资越困难，此时数据资产信息披露能够提供可靠的战略资源信号，获得更多的投资机会，从而释放资金用于提升 ESG 表现。融资约束较低的企业资金充裕，数据资产信息披露对 ESG 的边际提升作用会减弱。为了验证这一逻辑，本文构建模型如下：

$$ESG_{it} = \alpha + \beta Digas_{it} + \delta Digas_{it} \times KZ_{it} + \mu KZ_{it} + \theta Controls_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（3）式中： $ESG_{it}$  为被解释变量企业 ESG 表现， $Digas_{it}$  为核心解释变量数据资产信息披露， $KZ_{it}$  为调节变量融资约束。从表 10 呈现的检验结果能够得知，在列（2）当中，交互项“数据资产信息披露 × 融资约束”的系数为 0.296，且在 1%的显著性水平下显著为正。这一结果有力地支持了假设 H3。可以推测，当企业面临的融资约束程度越高时，数据资产信息披露对于提升企业 ESG 表现所发挥的作用就越发显著。

| 表7 融资约束调节作用回归结果 |            |            |
|-----------------|------------|------------|
| 变量              | (1)<br>ESG | (2)<br>ESG |
| 数据资产信息披露        | 1.029***   | 1.254***   |
|                 | (4.46)     | (5.38)     |
| 融资约束            |            | -0.061***  |
|                 |            | (-11.75)   |
| 数据资产信息披露 × 融资约束 |            | 0.296***   |
|                 |            | (2.76)     |
| 总资产收益率          | 1.023***   | 0.447***   |
|                 | (6.92)     | (3.75)     |
| 资产负债率           | -0.266     | -0.123     |
|                 | (-1.57)    | (-1.28)    |
| 企业规模            | 0.162***   | 0.178***   |
|                 | (11.46)    | (23.58)    |
| 第一大股东持股比例       | 0.002***   | 0.001**    |

|                |          |          |
|----------------|----------|----------|
|                | (4.28)   | (2.42)   |
| 董事会规模          | 0.112*** | 0.102*** |
|                | (3.05)   | (2.80)   |
| 独立董事占比         | 1.442*** | 1.411*** |
|                | (11.63)  | (11.60)  |
| 两职合一           | 0.029**  | 0.014    |
|                | (2.23)   | (1.07)   |
| 常数项            | -0.131   | -0.384** |
|                | (-0.54)  | (-2.44)  |
| 行业固定效应         | 已控制      | 已控制      |
| 年份固定效应         | 已控制      | 已控制      |
| 观测值            | 26270    | 26270    |
| R <sup>2</sup> | 0.113    | 0.128    |
| F 值            | 147.385  | 209.497  |

注：① \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。  
② 括号内为 t 值。

四、结论

本文选取基于 2009 – 2023 年沪深 A 股上市公司作为研究样本，实证检验了数据资产信息披露与企业 ESG 表现的关系及其作用机制。研究发现数据资产信息披露对企业 ESG 表现具有促进作用，该结论在经过一系列内生性和稳健性检验之后依旧成立。数据资产信息披露主要通过吸引媒体关注和提高信息披露质量提升企业 ESG 表现，同时较高的融资约束会使得数据资产信息披露对企业 ESG 表现的提升作用更明显。

参考文献

[1] 董丽双 . 数据资产信息披露对企业税收筹划的优化研究 [J]. 财会学习 , 2024(32):146-148.  
[2] 牛彪, 于翔, 苑泽明, 丁亚楠 . 数据资产信息披露与审计师定价策略 [J]. 当代财经 , 2024(02):154-164.  
[3] 夏同水, 高佳蕊 . ESG 表现、媒体关注与企业信息透明度 [J]. 会计之友 , 2024(15):136-144.  
[4] 徐莉萍, 辛宇, 祝继高 . 媒体关注与上市公司社会责任之履行 —— 基于汶川地震捐款的实证研究 [J]. 管理世界 , 2011(03):135-143+188.  
[5] 陶莹, 董大勇 . 媒体关注与企业社会责任信息披露关系研究 [J]. 证券市场导报 , 2013(11):20-26+33.  
[6] 温亚东, 陈艳 . 数字金融与企业 ESG 表现: 效应、机制与 “漂绿” 检验 [J]. 统计与决策 , 2024, 40(01):142-147.  
[7] 方先明, 胡丁 . 企业 ESG 表现与创新 —— 来自 A 股上市公司的证据 [J]. 经济研究 , 2023, 58(02):91-106.  
[8] 陈晓珊, 李晗菲, 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(06):100-113.