

ESG 评级分歧对股票流动性的影响研究

毕茜¹,李靖²

(1. 西南大学 经济管理学院,重庆 400715;2. 重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400044)

摘要:机构间 ESG 评级差异引致的信息不对称问题对资本市场产生了深刻影响。利用不同机构的 ESG 评级结果构建 ESG 评级分歧指标,以 2011—2022 年沪深 A 股上市公司为研究样本,考察 ESG 评级分歧究竟如何影响股票流动性。基准回归结果表明,ESG 评级分歧对股票流动性具有显著的负向影响,即 ESG 评级分歧降低了股票流动性,且经过倾向匹配得分、Heckman 两阶段、更换变量衡量方式等一系列稳健性检验后结论依然成立;机制检验表明,加剧上市公司与投资者之间以及投资者与投资者之间的信息不对称是 ESG 评级分歧作用于股票流动性的主要渠道;调节效应发现,媒体关于 ESG 的报道能够负向调节 ESG 评级分歧对股票流动性的影响效应;异质性分析发现,ESG 评级分歧对股票流动性的负向影响主要体现在 ESG 表现较差、存在绿色投资者以及非重污染行业企业中;此外,ESG 评级分歧对股票流动性的负向影响显著降低了企业创新水平。本文不仅从股票市场运行效率层面揭示了 ESG 评级分歧的负面经济后果,也为相关机构如何构建规范、统一的 ESG 评级标准提供了切实可行的建议。

关键词:ESG 评级分歧;股票流动性;信息不对称;媒体 ESG 报道

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2026)01-0141-12

一、引言

近年来,为有效解决气候变化、收入不平等以及传染性疾病等社会性问题,蕴含可持续发展理念的 ESG 投资受到世界各国推崇^[1]。相关机构数据显示,2021 年全球 ESG 资产规模已达到 37.8 万亿美元,2025 年全球 ESG 资产总规模预计将达到 53 万亿美元,占全球在管投资总量的三分之一^①。党的二十届四中全会明确指出:“加快经济社会发展全面绿色转型,建设美丽中国”^[2],进一步凸显出增加 ESG 投资的战略性地位。ESG 投资的快速提升离不开 ESG 评级机构的支持和推动^[3]。然而各评级机构专业能力高低不一,评价标准和评价体系缺乏统一性^[4-6],导致不同机构对同一企业的 ESG 评级存在严重分歧^[7]。以中国资本市场上热门股票贵州茅台(600519)为例,2020 年华证指数给予了 81.75 的高分,而彭博却给出了不到 30 分的低分^②,可见 ESG 评级分歧确实广泛存在。这不仅会导致学术研究结论的不一致^[8],更为严重的是,ESG 评级分歧会对企业、投资者造成一系列消极影响。具体而言,ESG 评级分歧一方面会降低企业 ESG 投资的积极性^[9],阻碍其外部融资^[10],削弱 ESG 表

① Bloomberg Intelligence 的相关统计结果。

② 根据彭博 ESG 数据库和华证 ESG 数据库整理得到。

作者简介:毕茜,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

通讯作者:李靖,重庆大学经济与工商管理学院,博士研究生。

基金项目:重庆市社会科学规划项目“筑牢长江上游重要生态屏障目标下重庆制造业数字化、智能化同绿色化深度融合研究”(2024NDYB084),项目负责人:毕茜。

现“降本增效”的作用^[1,11];另一方面会提高投资者面临的市场风险^[12],增加投资者的信息搜寻成本^[13],削弱投资者投资意愿^[14]。此外,也有学者关注到 ESG 评级分歧对资本市场效率的影响,发现 ESG 评级分歧会加剧信息不对称程度,进而损害资本市场的定价效率^[15]。至于 ESG 评级分歧对股票流动性的影响,现有研究却鲜有涉及。

股票流动性是衡量资本市场运行效率的重要指标。学术界充分探讨了股票流动性对经济的影响,认为充足的流动性具有强化公司治理^[16]、优化资源配置^[17-18]、提高创新水平^[19]以及促进高质量发展^[20]等积极作用,而匮乏的流动性将可能导致实体经济发展受阻^[21]、资本市场不稳定性加剧以及投资者信心受损^[22]等负面影响。因此,学者广泛地关注股票流动性的驱动因素,以期提出针对性措施来降低流动性风险。现有文献主要从货币政策^[23]、资本市场开放^[24]、基础设施建设^[25]等宏观层面以及卖空交易机制^[26]、数字化转型^[27]、机构投资者持股^[28]等微观层面剖析股票流动性的影响因素,为后续研究提供了理论参考和经验借鉴。随着可持续发展理念的深入,有学者将 ESG 表现作为研究焦点,发现 ESG 表现能够通过降低信息不对称来提高股票流动性^[29]。遗憾的是,上述研究仅仅关注到单一评级机构提供的 ESG 信息,未从不同评级机构 ESG 评级差异所造成的 ESG 评级分歧入手研究其对于股票流动性的影响。理论上而言,ESG 评级分歧会干扰投资者对于相关信息的获取,加剧信息不对称程度^[15],进而降低股票流动性。但是,是否真如理论分析所述还需进一步的经验证据加以验证。因此探究 ESG 评级分歧对股票流动性的影响效应具有重要的现实意义和理论价值。

基于此,本研究以 2011—2022 年沪深 A 股上市公司为研究样本展开实证检验 ESG 评级分歧对股票流动性的影响。相较于以往研究,本文的边际贡献如下:一是打破现有学者大多以单一评级机构 ESG 评级结果进行研究的局限性,本文通过数理方法构建起包含不同评级机构 ESG 评级结果的 ESG 分歧指标,并以此为切入点分析了 ESG 评级分歧的经济效应,一定程度上拓展了 ESG 的研究视角。二是现有文献主要从股价同步性^[15]、劳动力雇佣^[30]、债券定价^[31]、分析师预测^[32]等视角关注 ESG 评级分歧的经济后果,本文则以资本市场运行效率为落脚点,探讨 ESG 评级分歧对股票流动性的影响,丰富了 ESG 评级分歧的经济后果研究。三是已有文献主要从货币政策^[23]、资本市场开放^[24]、基础设施建设^[25]、卖空交易机制^[26]、数字化转型^[27]、机构投资者持股^[28]、ESG 表现^[29]等角度探讨股票流动性的前置性影响因素,本文则以日益兴起的 ESG 评级分歧为切入点,检验了其对于股票流动性的影响效应,对现有文献进行了有益补充。四是本文研究结论有利于相关利益主体充分知悉 ESG 评级分歧乱象的危害性,并为其如何构建规范、统一的 ESG 评级标准提供了切实可行的建议,具有一定的现实价值。

二、理论分析与假设提出

随着 ESG 理念的广泛传播,投资者正日益关注评级机构对企业的 ESG 评价,并将其作为投资决策的重要参考^[33-35]。然而,当下评级机构的评价体系和评价标准缺乏统一性^[4-6],评价能力存在差异性,导致 ESG 评级分歧现象十分明显^[7]。ESG 评级分歧的广泛存在会导致企业 ESG 表现缺乏准确性和客观性,难以为投资者提供有效的决策信息^[6]。为了解决上述信息获取困境,投资者只能自行搜集并加工处理与企业相关的 ESG 信息^[15],或者凭借“火眼金睛”去辨别评级机构提供的差异化 ESG 信息,这无疑会增加投资者的信息获取成本与难度。在此之下,投资者能够获取到的 ESG 信息显著减少,进而加大了上市公司与投资者之间的信息不对称程度。此外,ESG 评级分歧还会加大投资者之间的信息不对称程度。以资本市场中广泛存在的专业机构投资者与个人投资者为例,没有 ESG 评级分歧的情况下,两类投资者均可以直接依赖评级机构提供的 ESG 信息进行相关决策,并不会导致 ESG 信息差距过大。然而,若是存在 ESG 评级分歧,这就需要两类投资者各凭本事去自行收集、处理企业的 ESG 信息或者辨别评级机构提供的差异化 ESG 信息。但是,两类投资者的能力强弱是具有较大差异的,专业机构投资者信息收集和辨别能力更强,个人投资者同类型的能力则表现得尤为欠

缺^[36]。那么,专业机构投资者自然就能够获取比个人投资者更多的 ESG 信息,进而加剧两者之间的信息不对称程度。综上所述,我们认为,ESG 评级分歧会加剧信息不对称程度。

诸多文献表明,信息不对称程度的加大将会显著降低股票流动性^[27,37]。一般而言,股票流动性包括交易及时性、市场宽度、市场深度以及市场弹性等四个维度^[38-39],交易及时性越高、市场宽度越窄、市场深度越深以及市场弹性越好,则表明股票流动性越好。信息不对称程度的加剧对于上述四个维度均有负向影响^[40],进而损害股票流动性。接下来,本文将展开具体分析。首先,投资者对于企业信息的搜寻难度与搜寻时间会伴随信息不对称程度的增加而增加,导致交易的滞后时间被迫延长^[39],从而降低交易的及时性;其次,交易双方之间的“信息鸿沟”会随着信息不对称程度的增加而扩大,信息劣势方为避免自身利益受损,在交易方式上会偏向于选择更低的买价和更高的卖价^[41],这就不可避免扩大了买卖价差,增加了市场宽度^[37];再者,股票价格中的风险因素会伴随信息不对称程度的加剧而增加,导致投资者参与交易的意愿被削弱^[40],进而通过缩减股票交易量来降低市场深度;最后,内幕交易的空间会随着信息不对称程度的提升而增加,导致股票价格严重偏离均衡价格,阻碍市场及时回归均衡状态^[39],从而降低市场弹性。基于上述分析,本文提出如下假设:

H1: ESG 评级分歧会降低股票流动性。

三、数据来源与研究设计

(一)数据来源

考虑到 ESG 数据的可获得性,本文以 2011—2022 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本,并逐一按照以下步骤对数据进行清洗以提高研究结果的准确性:第一,剔除 ST、*ST、PT 等异常企业样本;第二,剔除保险、银行、证券等金融类企业样本;第三,剔除 ESG 数据缺失的样本;第四,剔除核心财务数据缺失的样本。经上述步骤处理后,一共获得 11 592 个企业年度观测值。财务数据主要来自国泰安(CSMAR)数据库,ESG 数据分别来自彭博(Bloomgberg)ESG 数据库、华证 ESG 数据库以及中国研究数据服务平台(CNRDS)。与现有文献做法一致,本文对所有连续性变量进行 1%和 99%分位上的缩尾处理。

(二)变量定义

1. 被解释变量:股票流动性(*Liquidity*)。本文借鉴权威文献的做法^[27],利用非流动性指标来反映企业股票流动性情况,非流动性指标(*ILLIQ*)的计算方法如式(1)所示。

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,t,d}|}{V_{i,t,d}} \quad (1)$$

ILLIQ 为衡量非流动性的指标,该值越大,表明股票流动性越低; $|r_{i,t,d}|$ 表示企业 *i* 在 *t* 年第 *d* 个交易日考虑现金红利再投资的回报率, $V_{i,t,d}$ 表示企业 *i* 在 *t* 年第 *d* 个交易日的成交金额(单位:百万元人民币), $D_{i,t}$ 为企业 *i* 在 *t* 年内的交易天数。此外,为更好解读实证结果,本文以非流动性指标的相反数来测度股票流动性,记作 *Liquidity*,该值越大表示股票流动性越高。其具体计算公式如下:

$$Liquidity = -ILLIQ \quad (2)$$

2. 解释变量:ESG 评级分歧(*ESG_DIS*)。如今,市场上存在如彭博、MSCI、CNRDS、华证、MSCI、商道融绿、Wind 等众多 ESG 评级机构,本文主要选取彭博、华证以及 CNRDS 三个机构的 ESG 数据作为 ESG 评级分歧指标构建的基础。选择上述机构 ESG 评级的原因如下:(1)为确保衡量标准的全面性,计算 ESG 评级分歧的指标应当既包括国内评级机构也包括国外评级机构;(2)彭博、华证以及 CNRDS 数据库的数据共同覆盖区间跨度最大、上市公司数量最多,能够最大程度减少样本数损失,提升估计结果的准确性;(3)诸多权威文献单独或同时使用了彭博、华证以及 CNRDS 的 ESG 数据来进行实证研究^[1,11,35,42-46],侧面验证了上述评级机构的 ESG 数据代表性更强。为了消除不同评级数据在量纲和覆盖范围上的差异以及保持不同评级间的可比性,本文仅保留了同一年度三家评级

机构均做出 ESG 评级的企业,并参考 Avramov 等^[14]、范云朋等^[11]、方先明和胡丁^[1]的方法完成指标构建。具体步骤如下:首先,将三家评级机构给出的 ESG 评级数据分别按照不同年份排序,同时计算出企业每一种评级机构下样本中的分位数;其次,计算同一公司在不同评级下的分位数标准差。上述标准差即为本文所关注的 ESG 评级分歧指标,记为 ESG_DIS 。

3. 控制变量。借鉴吴非等^[27]、刘向强等^[15]的做法,本文设置了一系列控制变量来减轻其他因素对回归结果的干扰,具体如下:企业规模($Size$,资产总额的自然对数)、资产负债率(Lev ,负债总额与资产总额的比值)、企业业绩(ROA ,净利润与资产总额的比值)、股权集中度($Top1$,第一大股东持股比例)、董事会规模($Board$,董事会人数的自然对数)、独立董事占比(Id ,独立董事人数与董事会人数的比值)、机构投资者持股($Inst$,机构投资者持股数与总股数的比值)、是否由国际四大审计($Big4$,如果由国际四大会计师事务所审计则赋值为 1,否则赋值为 0)、产权性质(SOE ,国有企业赋值为 1,否则赋值为 0)、账面市值比(BM ,所有者权益总额与市面价值的比值)、股票收益波动性($Stdret$,股票收益率的标准差)。

(三)模型设定

本文参照吴非等^[27]、刘向强等^[15]等权威文献做法,构建模型(3)来检验 ESG 评级分歧对股票流动性的影响效应:

$$Liquidity_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times ESG_DIS_{i,t} + \alpha_i \times \sum CVs_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$Liquidity$ 表示股票流动性, ESG_DIS 表示 ESG 评级分歧, CVs 为一系列控制变量, ϵ 为随机扰动项。

四、实证分析

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果列示于表 1。股票流动性($Liquidity$)的均值为-0.032,中位数为-0.017,均值小于中位数,呈现左偏分布现象,表明少数样本的股票流动性较低,降低了总体样本的股票流动性均值;解释变量 ESG 评级分歧(ESG_DIS)的均值为 0.232,大于中位数(0.225),说明 ESG 评级分歧呈现右偏分布现象,最小值、最大值分别为 0.025、0.486,表明 ESG 评级分歧极差较大。余下变量的分布情况均处于合理范围内,不再赘述。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Liquidity$	11 592	-0.032	0.050	-0.374	-0.017	-0.001
ESG_DIS	11 592	0.232	0.114	0.025	0.225	0.486
$Size$	11 592	23.253	1.325	20.513	23.146	27.011
Lev	11 592	0.476	0.199	0.069	0.488	0.884
ROA	11 592	0.046	0.059	-0.177	0.039	0.222
$Top1$	11 592	0.372	0.162	0.084	0.358	0.773
$Board$	11 592	2.175	0.203	1.609	2.197	2.708
Id	11 592	0.376	0.055	0.333	0.364	0.571
$Inst$	11 592	0.550	0.224	0.032	0.580	0.936
$Big4$	11 592	0.127	0.333	0.000	0.000	1.000
SOE	11 592	0.516	0.500	0.000	1.000	1.000
BM	11 592	0.324	0.155	0.055	0.300	0.790
$Stdret$	11 592	0.121	0.058	0.039	0.109	0.378

(二)基准回归结果

ESG 评级分歧与股票流动性的基准回归结果列示于表 2。列(1)展示的是仅包含 ESG 评级分歧与股票流动性两个变量的回归结果。结果显示,ESG 评级分歧的估计系数在 1%的水平上显著为负;

紧接着,本文在列(1)基础上增加了控制变量和固定效应,结果如列(2)所示,ESG 评级分歧的估计系数为-0.015,同样通过 1%水平上的显著性检验,表明 ESG 评级分歧对股票流动性具有显著的负向效应。大部分控制变量均在 1%的水平上显著,表明控制变量选择具有较高合理性。以上结果表明,ESG 评级分歧降低了股票流动性,H1 假设成立。

表 2 ESG 评级分歧与股票流动性的基准回归结果

	<i>Liquidity</i>	
	(1)	(2)
<i>ESG_DIS</i>	-0.025*** (-5.852)	-0.015*** (-3.930)
<i>Size</i>		0.020*** (34.637)
<i>Lev</i>		-0.077*** (-18.381)
<i>ROA</i>		-0.014 (-1.285)
<i>Top1</i>		-0.028*** (-7.165)
<i>Board</i>		0.000 (0.177)
<i>Id</i>		-0.010 (-1.299)
<i>Inst</i>		-0.019*** (-5.428)
<i>Big4</i>		-0.007*** (-5.841)
<i>SOE</i>		0.007*** (7.772)
<i>BM</i>		-0.097*** (-22.146)
<i>Stdret</i>		-0.177*** (-9.389)
<i>_cons</i>	-0.027*** (-26.510)	-0.369*** (-30.950)
<i>Year fe</i>	No	Yes
<i>Ind fe</i>	No	Yes
<i>adj_R²</i>	0.003	0.286
<i>N</i>	11 592	11 592

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为 *t* 值,下同。

(三) 稳健性检验

1. 倾向匹配得分

样本自选择所引起的内生性问题可能导致因果识别存在偏误,本文拟采取倾向匹配得分法予以解决。借鉴刘向强等的做法^[15],根据 ESG 评级分歧的年度中位数将样本划分为“ESG 评级分歧较高”以及“ESG 评级分歧较低”两组,协变量与基准回归模型中的控制变量保持一致,利用 1:1 近邻匹配方式构造出与处理组最为相似的对照组,并重新利用基准回归模型进行估计。回归结果如表 3 列(1)所示。结果表明,ESG 评级分歧的估计系数在 5%的水平上显著为负,换言之,ESG 评级分歧会损害企业的股票流动性。使用倾向匹配得分检验后,依然支持 H1 假设。

2. Heckman 两阶段模型

本文选取的 ESG 评级企业仅为彭博、华证以及 CNRDS 均给出评级的样本,未给予评级的样本未包含在本文的研究范围,但是未给予评级的样本依然可能履行了 ESG 责任。本文在样本选择上随机性不足,可能导致样本选择的内生性问题,故采取 Heckman 两阶段模型予以解决。借鉴翟胜宝

等^[42]的做法,将 ESG 评级分歧划分为高低两组^①,记作 $DummyESG_DIS$,作为因变量构建第一阶段模型,控制变量和固定效应与基准回归模型保持一致,同时本文选取除企业自身外的 ESG 评级分歧行业均值作为排他性约束变量。模型构建如下:

$$DummyESG_DIS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times ESG_DIS_{i,t} + \alpha_2 \times IV_{i,t} + \alpha_i \times \sum CVs_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

通过以上模型计算得出逆米尔斯系数(IMR)后将其作为控制变量放入基准模型中进行回归。回归结果如表3列(2)所示。IMR的估计系数不显著,表明不存在样本选择偏差问题,且 Heckman 两阶段估计的核心变量系数与基准回归结果基本一致,再次验证了 H1 假设。

3. 固定效应模型和差分模型

为减少不可观测因素对回归结果的干扰,本文参照现有研究做法^[15,42],采用固定效应模型和差分模型进行回归。固定效应模型是指将原有模型中的行业固定效应替换为个体固定效应进行回归;差分模型是指将所有变量与上期数值作差获得变量变化值,然后利用模型(3)进行回归分析。表3列(3)、列(4)展示了回归结果,ESG_DIS 和 ΔESG_DIS 的估计系数均在 1%的水平上显著为负。综上,采用固定效应模型和差分模型回归,其结果依然与基本回归结果保持一致。

4. 排除宏观经济影响

为减少外部宏观环境变化对本文回归结果的干扰,本文借鉴吴非等的做法^[27],将 2015 年股灾以及新冠疫情(2020 年)后的样本进行了剔除,并重新利用模型(3)予以回归,结果如表3列(5)所示。ESG 评级分歧与股票流动性的估计系数为 -0.014, T 值为 -3.282,表明 ESG 评级分歧显著降低了股票流动性,支持基准回归的研究结论。

表 3 稳健性检验结果(一)

	1:1 近邻匹配	Heckman 模型	固定效应	差分模型	排除宏观经济影响
	Liquidity	Liquidity	Liquidity	DLiquidity	Liquidity
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ESG_DIS	-0.009** (-2.111)	-0.015*** (-3.919)	-0.013*** (-2.833)		-0.014*** (-3.282)
IMR		0.011 (0.825)			
ΔESG_DIS				-0.012*** (-2.927)	
CVs(ΔCVs)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.378*** (-23.388)	-0.384*** (-18.402)	-0.497*** (-12.477)	-0.025*** (-11.116)	-0.402*** (-28.487)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Firm fe	No	No	Yes	No	No
adj_R ²	0.287	0.286	0.231	0.138	0.298
N	6 406	11 585	11 592	9 974	8 572

注:此处省略了控制变量的回归结果,以 CVs 表示控制变量,下同。

5. 更换变量衡量方式

考虑到仅采用单一方式衡量 ESG 评级分歧、股票流动性可能导致结果存在一定偏差,故本文通过更换变量衡量的方式缓解上述问题。首先,利用三家评级机构 ESG 评级分数的极差和标准差重新衡量 ESG 评级分歧^②,分别记为 ESG_DIS1 和 ESG_DIS2,表4列(1)、列(2)展示了回归结果:ESG

① 与 PSM 的分组方法保持一致。

② 注:彭博 ESG 以及 CNRDS ESG 评分的取值范围为 0~100,华证 ESG 评级的取值范围为 1~9。为统一量纲,提高数据的可比性,本文将华证 ESG 评级乘以 10 来表示华证 ESG 表现。

_DIS1 和 *ESG_DIS2* 的估计系数均在 1% 的水平上显著为负。其次,参照现有研究做法^[16],本文采用买卖价差重新衡量股票流动性,结果如表 4 列(3)所示;ESG 评级分歧与买卖价差显著正相关,表明 ESG 评级分歧扩大了买卖价差,降低了股票流动性。以上结果表明,更换变量衡量方式后 H1 假设依然成立。

6. 公司聚类标准误

本文通过加入公司聚类标准误后重新回归以提高估计的精确性和可靠性^[15]。表 4 列(4)为加入公司层面聚类标准误的回归结果,ESG 评级分歧与股票流动性之间的显著性未发生改变,依然支持 H1 假设。

表 4 稳健性检验结果(二)

	更换解释变量衡量方式		更换被解释变量衡量方式	聚类标准误
	<i>Liquidity</i> (1)	<i>Liquidity</i> (2)	<i>Roll</i> (3)	<i>Liquidity</i> (4)
<i>ESG_DIS</i>			0.002** (2.517)	-0.015*** (-3.564)
<i>ESG_DIS1</i>	-0.000*** (-5.779)			
<i>ESG_DIS2</i>		-0.001*** (-7.631)		
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.369*** (-31.020)	-0.369*** (-31.094)	0.061*** (25.353)	-0.369*** (-21.910)
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>adj_R²</i>	0.288	0.291	0.631	0.286
<i>N</i>	11 592	11 592	11 592	11 592

五、进一步研究

(一) 作用机制检验

遵循前文的分析逻辑框架,ESG 评级分歧降低股票流动性的渠道可能存在如下两条:其一,ESG 评级分歧通过提高上市公司与投资者之间的信息不对称程度来降低交易的及时性、市场深度以及市场弹性;其二,ESG 评级分歧通过提高投资者之间的信息不对称程度来扩大市场宽度。本文采用分析师盈余预测偏差来衡量上市公司与投资者之间的信息不对称水平^[15]:分析师盈余预测偏差越大,上市公司与投资者之间的信息不对称程度越大^①;采用知情交易概率来衡量投资者之间的信息不对称水平^[47]:知情交易概率越大,表明投资者之间的信息不对称程度越大^②。参考高敬忠等的做法^[48],本文将分组检验上述机制。如上述机制成立,ESG 评级分歧对股票流动性的负向影响在分析师盈余预测偏差较低和知情交易概率较小的分组中将更为明显。

根据分析师盈余预测偏差的年度中位数,将研究样本划分为盈余预测偏差较低和盈余预测偏差较高两组,并分别利用模型(3)进行检验,检验结果如表 5 列(1)、列(2)所示。结果显示,在分析师盈余预测偏差较低组,ESG 评级分歧的回归系数为-0.008,在 10% 的水平上显著;在分析师盈余预测偏差较高组,ESG 评级分歧的回归系数为-0.007,未通过显著性检验,上述结果通过 Chow Test 检

① ESG 评级机构提供的评级结果是分析师获取企业 ESG 信息进而进行盈利预测的重要渠道,若 ESG 评级分歧会恶化信息环境,那么必然影响分析师的信息获取干扰预测结果准确性。

② 知情交易即一部分拥有信息优势的投资者与不具备信息优势的投资者之间发生的交易,知情交易概率越大,说明部分投资者的信息优势越大,那么投资者与投资者之间的信息差自然也就越大。

验。综上,ESG 评级分歧对股票流动性的负向作用在盈余预测偏差较低组更明显,即加剧上市公司与投资者之间的信息不对称是 ESG 评级分歧降低股票流动性的渠道之一。

根据知情交易概率的年度中位数,将研究样本划分为知情交易概率较小和知情交易概率较大两组,并利用模型(3)分别进行检验,检验结果如表 5 列(3)、列(4)所示。结果显示,在知情交易概率较小组,ESG 评级分歧的回归系数为-0.017,在 1%的水平上显著;在知情交易概率较大组,ESG 评级分歧的回归系数为-0.012,通过 5%水平上的显著性检验。与知情交易概率较大组相比,ESG 评级分歧的回归系数和 T 值在知情交易概率较小组中均更小,且通过 Chow Test 检验。上述结果表明,ESG 评级分歧对股票流动性的负向作用在知情交易概率较小组更明显,即 ESG 评级分歧会通过加大投资者之间的信息不对称来降低股票流动性。综上所述,加剧投资者之间的信息不对称是 ESG 评级分歧降低股票流动性的另一渠道。

(二) 调节效应检验

ESG 评级分歧降低股票流动性的内在逻辑主要为:ESG 信息获取成本和难度的增加导致企业与投资者之间以及投资者与投资者之间存在信息不对称。若能有效拓宽投资者的信息获取渠道,将有利于缓解 ESG 评级分歧对股票流动性的负面影响。近年来,在互联网、大数据与媒体快速融合的背景下,媒体作为资本市场中的第三方机制,在传播信息方面发挥的作用愈加明显^[42]。当企业披露的 ESG 信息以及评级机构所传递的信息无法满足投资者需求或得不到投资者的认可时,媒体将成为投资者获取 ESG 信息的渠道之一。换言之,媒体报道的 ESG 信息是 ESG 评级存在分歧时投资者会重点倚靠的信息来源。通过媒体,投资者可以了解更多企业 ESG 方面的特质信息,从而减少上市公司与投资者之间以及投资者与投资者之间的信息差距。因此,本文推断媒体的 ESG 报道能够负向调节 ESG 评级分歧对股票流动性的负向影响。借鉴翟胜宝等的做法^[42],本文采用数行者科技有限公司(Datago)开发的报刊新闻 ESG 量化舆情中有关企业 ESG 报道的数量总和加 1 的自然对数衡量媒体的 ESG 报道,并引入媒体 ESG 报道和 ESG 评级分歧的交乘项来检验调节效应,检验结果如表 5 列(5)所示。结果显示,媒体的 ESG 报道和 ESG 评级分歧交乘项的回归系数为 0.005,通过 10%的置信区间检验,可以认为媒体的 ESG 报道的增加降低了 ESG 评级分歧对股票流动性的负面影响。综上所述,媒体的 ESG 报道弱化了 ESG 评级分歧对股票流动性的消极影响。

表 5 作用机制检验和调节效应检验结果

	盈余预测 偏差较低	盈余预测 偏差较高	知情交易 概率较小	知情交易 概率较大	媒体报道的 调节效应
	<i>Liquidity</i>	<i>Liquidity</i>	<i>Liquidity</i>	<i>Liquidity</i>	<i>Liquidity</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>ESG_DIS</i>	-0.008*	-0.007	-0.017***	-0.012**	-0.034***
	(-1.826)	(-1.617)	(-3.274)	(-2.325)	(-3.036)
<i>Media × ESG_DIS</i>					0.005*
					(1.853)
<i>Media</i>					-0.000
					(-0.345)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.301***	-0.318***	-0.218***	-0.480***	-0.356***
	(-18.840)	(-21.517)	(-12.032)	(-25.195)	(-27.748)
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>adj_R²</i>	0.350	0.318	0.237	0.361	0.287
<i>N</i>	4 758	4 766	5 795	5 797	11 592
<i>Chow Test</i>	2.39**		38.05***		

(三) 异质性分析

1. 基于 ESG 表现差异的检验

企业 ESG 表现是影响股票流动性的重要因素^[29]。良好的 ESG 表现能够向外部投资者传递出非自利的积极信号^[11],增强企业声誉^[44]。当 ESG 评级分歧通过加剧信息不对称来降低股票流动性时,良好的 ESG 表现的声誉效应能够为企业的基本面信息“背书”,提高投资者的交易意愿,进而缓解 ESG 评级分歧的负面影响。本文推断,相比于 ESG 表现较好的企业,ESG 评级分歧对股票流动性的负面影响在 ESG 表现较差的企业中更为明显。本文使用三个评级机构的 ESG 评级结果的均值来衡量企业的 ESG 表现^①,按照年份中位数将样本划分为 ESG 表现较好和 ESG 表现较差两组,并进行分组检验。分组检验结果如表 6 列(1)、列(2)所示。由结果可知,相比于 ESG 表现较好的分组,ESG 评级分歧回归系数的大小和 T 值在 ESG 表现较差的分组中更小,且通过 Chow Test 检验,表明 ESG 评级分歧对股票流动性的负向影响在 ESG 表现较差的分组中更为明显,上述推断得到验证。

2. 基于投资者类型差异的检验

不同类型的投资者在信息处理能力上存在差异^[15]。绿色投资者长期从事于绿色投资项目,需要不断挖掘企业与可持续发展相关的信息来支撑自身的投资决策。因此,与非绿色投资者相比,绿色投资者对于可持续发展信息的挖掘能力更强。当 ESG 评级存在分歧时,绿色投资者凭借其较强的可持续发展信息挖掘能力能够获取更多 ESG 信息,这进一步加剧了投资者之间的信息不对称。本文推断 ESG 评级分歧对股票流动性的负向效应在存在绿色投资者的企业中更为明显。下面将借鉴现有研究的做法来判断企业是否存在绿色投资者^②^[49]。根据是否存在绿色投资者将企业划分为两组,并进行分组检验。检验结果如表 6 列(3)、列(4)所示。在存在绿色投资者的分组中,ESG 评级分歧的回归系数为 -0.021 , T 值为 -2.956 ;在不存在绿色投资者的分组中,ESG 评级分歧的回归系数为 -0.014 , T 值为 -2.320 ,系数和 T 值的绝对值均小于存在绿色投资者的分组,且通过组间系数差异检验。综上所述,ESG 评级分歧对股票流动性的负向影响在存在绿色投资者的分组中更为明显。

表 6 基于 ESG 表现和投资者类型的异质性检验结果

	ESG 表现较好	ESG 表现较差	存在绿色投资者	不存在绿色投资者
	<i>Liquidity</i> (1)	<i>Liquidity</i> (2)	<i>Liquidity</i> (3)	<i>Liquidity</i> (4)
<i>ESG_DIS</i>	-0.010^* (-1.951)	-0.017^{***} (-3.107)	-0.021^{***} (-2.956)	-0.014^{**} (-2.320)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.373^{***} (-22.166)	-0.402^{***} (-21.812)	-0.264^{***} (-17.828)	-0.460^{***} (-19.454)
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>adj_R²</i>	0.293	0.290	0.233	0.326
<i>N</i>	6 494	5 098	6 955	4 637
<i>Chow Test</i>	6.64 ^{***}		23.25 ^{***}	

3. 基于污染程度差异的检验

在可持续发展理念的指引下,重污染企业与非重污染企业的信息披露要求存在政策层面差异。2012 年印发的《绿色信贷指引》要求银行类金融机构重点关注限制性行业的环境风险和社会责任风险,增加了限制性行业在环境风险和社会责任风险方面的信息透明度;证监会于 2017 年也要求,重点

① 与稳健性检验部分更换解释变量的方法一致,统一了 ESG 表现的取值范围。

② 手工查询各基金的“投资目标”“投资范围”中是否包含“环保”“生态”“绿色”“新能源开发”“清洁能源”等与环境相关的词汇,若存在,则认为该企业具有绿色投资者,反之则没有。

排污单位或其重要子公司需遵循相关法律法规,披露相关环境信息。因此,企业污染程度与环境信息披露之间存在正相关关系。当 ESG 评级存在分歧时,投资者能够更加容易获取重污染企业的环境信息来缓解信息不对称。本文推断,ESG 评级分歧对股票流动性的负向影响更多体现在非重污染企业中。参照翟胜宝等的划分方式^[42],将样本划分为重污染企业与非重污染企业两组进行分组回归,表 7 列(1)、列(2)展示了回归结果。非重污染企业分组中 ESG 评级分歧估计系数和 *T* 值的绝对值均大于重污染企业分组,且通过 Chow Test 检验。上述结果表明,ESG 评级分歧对股票流动性的负向效应更多体现在非重污染企业中,与上述理论分析吻合。

(四)基于企业创新的经济后果检验

随着中国经济进入高质量发展阶段,创新逐步成为引领经济增长的主旋律和第一动力。方先明和胡丁^[1]发现 ESG 评级分歧会削弱 ESG 表现对企业创新的促进作用;闫红蕾和赵胜民^[19]通过研究发现,股票流动性会显著提高企业的创新水平。因此,本文以企业创新为落脚点,构建模型(5)检验 ESG 评级分歧对股票流动性的负面效应是如何影响企业创新水平的。

$$Patent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times ESG_DIS_i \times Liquidity_t + \alpha_2 \times ESG_{i,t} + \alpha_3 \times Liquidity_{i,t} + \alpha_4 \times \sum CVs + \epsilon_{i,t} \tag{5}$$

Patent 表示企业创新,衡量方式与现有文献一致,即采用三种类型(发明、实用新型以及外观设计)专利之和加 1 的自然对数表示^[1],数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。经济后果检验结果如表 7 列(3)所示。结果显示,*ESG_DIS* × *Liquidity* 的回归系数为 -5.637,通过 5% 水平上的显著性检验,ESG 评级分歧对股票流动性的消极影响会弱化企业创新能力。

表 7 基于污染程度的异质性检验和企业创新的经济后果的检验结果

	重污染企业 <i>Liquidity</i> (1)	非重污染企业 <i>Liquidity</i> (2)	经济后果检验 <i>Patent</i> (3)
<i>ESG_DIS</i>	-0.011** (-2.311)	-0.017*** (-3.210)	-0.349** (-2.568)
<i>ESG_DIS</i> × <i>Liquidity</i>			-5.637** (-2.520)
<i>Liquidity</i>			1.402** (2.032)
<i>_cons</i>	-0.341*** (-18.456)	-0.381*** (-23.435)	-14.934*** (-37.351)
<i>Year fe</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Ind fe</i>	Yes	Yes	Yes
<i>adj_R²</i>	0.293	0.290	0.552
<i>N</i>	4 746	6 846	11 592
<i>Chow Test</i>	4.71***		

六、研究结论与对策建议

提高股票市场运行效率和评估 ESG 评级分歧的经济影响是当下研究关注的重点话题。本文以 2011—2022 年沪深 A 股上市公司为研究样本,考察了 ESG 评级分歧与股票流动性之间的因果关系。基准回归发现,ESG 评级分歧对股票流动性具有显著负面效应;机制检验发现,ESG 评级分歧通过加大上市公司与投资者之间以及投资者与投资者之间的信息不对称程度来对股票流动性产生负向影响;调节效应表明,媒体 ESG 报道能负向调节 ESG 评级分歧对股票流动性的影响效应;ESG 评级分歧对股票流动性的负向效果在不同企业特征中存在显著异质性,在 ESG 表现较差、存在绿色投资者以及非重污染行业的企业中,负向效应更为明显;经济后果检验发现,ESG 评级分歧对股票流动性的

消极影响会弱化企业创新能力。

本文基于上述研究结论提出以下三条对策建议:第一,对监管机构而言,首先可以结合中国经济发展情况、社会价值背景、政策制度等,并以国际可持续发展准则委员会制定的 ISSB 准则作为参考,合理确定上市公司在环境、社会以及公司治理三方面的重点披露指标,如环境污染、环境管理、产品责任、供应链关系、治理结构、商业道德等内容,进而形成一套具有科学性、规范性且兼具中国特色的 ESG 报告披露标准;其次,通过“胡萝卜加大棒”的方式保证披露标准的稳步推行,对于披露较好的上市公司给予荣誉称号或者实质性奖励,对于披露较差的上市公司则进行适当的警告、处罚;最后,针对 ESG 评级的范围、权重和度量制定出相对统一的标准,如哪类指标应当纳入到评级范围、采用什么样的度量标准、指标所占权重的大致范围等,为评级机构搭建科学的评价体系提供有益参考,减少机构间 ESG 评级的差异性。第二,对媒体而言,作为第三方信息传递中介,应当充分履行自身职责,利用专业能力不断挖掘上市公司差异化的 ESG 信息,增加投资者的企业 ESG 信息获取总量,减少在 ESG 评级分歧下上市公司与投资者之间以及投资者与投资者之间的信息不对称程度,进而充分提高资本市场运行效率。第三,对企业尤其是存在绿色投资者和非重污染行业的企业而言,应当积极利用大数据、云计算、区块链等互联网技术搭建 ESG 信息交流平台以传递自身的 ESG 信息,丰富评级机构和投资者的信息获取渠道,最大程度弱化 ESG 评级分歧所带来的负面影响。除此之外,企业还应该积极实施 ESG 战略,提高自身的 ESG 表现,强化投资者正面预期,充分抵御评级分歧的消极效应。

参考文献:

- [1] 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(2):91-106.
- [2] 中国共产党第二十届中央委员会第四次全体会议公报[N]. 人民日报,2025-10-24(1).
- [3] 马文杰,余伯健. 企业所有权属性与中外 ESG 评级分歧[J]. 财经研究,2023(6):124-136.
- [4] Dimson E, Marsh P, Staunton M. Divergent ESG ratings[J]. The Journal of Portfolio Management, 2020(1):75-87.
- [5] Billio M, Costola M, Hristova I, et al. Inside the ESG ratings: (dis)agreement and performance[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2021(5):1426-1445.
- [6] Berg F, Kölbel J F, Rigobon R. Aggregate confusion: the divergence of ESG ratings[J]. Review of Finance, 2022(6):1315-1344.
- [7] Chatterji A K, Durand R, Levine D I, et al. Do ratings of firms converge? implications for managers, investors and strategy researchers[J]. Strategic Management Journal, 2016(8):1597-1614.
- [8] Liu M. Quantitative ESG disclosure and divergence of ESG ratings[J]. Frontiers in Psychology, 2022, 13:936798.
- [9] Kotsantonis S, Serafeim G. Four things no one will tell you about ESG data[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2019(2): 50-58.
- [10] Christensen D M, Serafeim G, Sikochi A. Why is corporate virtue in the eye of the beholder? the case of ESG ratings[J]. The Accounting Review, 2022(1):147-175.
- [11] 范云朋,孟雅婧,胡滨. 企业 ESG 表现与债务融资成本——理论机制和经验证据[J]. 经济管理,2023(8):123-144.
- [12] Gibson B R, Krueger P, Schmidt P S. ESG rating disagreement and stock returns[J]. Financial Analysts Journal, 2021(4): 104-127.
- [13] Abhayawansa S, Tyagi S. Sustainable investing: the black box of environmental, social, and governance (ESG) ratings[J]. The Journal of Wealth Management, 2021(1):49-54.
- [14] Avramov D, Cheng S, Lioui A, et al. Sustainable investing with ESG rating uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2022 (2, Part B):642-664.
- [15] 刘向强,杨晴晴,胡珺. ESG 评级分歧与股价同步性[J]. 中国软科学, 2023(8):108-120.
- [16] 熊家财,苏冬蔚. 股票流动性与代理成本——基于随机前沿模型的实证研究[J]. 南开管理评论, 2016(1):84-96.
- [17] 熊家财,苏冬蔚. 股票流动性与企业资本配置效率[J]. 会计研究, 2014(11):54-60, 97.
- [18] 史永东,王超. 股票流动性影响企业生产效率吗? [J]. 经济管理, 2021(11):156-175.
- [19] 闫红蕾,张自力,赵胜民. 资本市场发展对企业创新的影响——基于上市公司股票流动性视角[J]. 管理评论, 2020(3):21-36.
- [20] 戴鹏毅,杨胜刚,袁礼. 股票流动性如何影响全要素生产率——兼论资本市场的资源配置功能和市场化、法治化发展[J]. 统计研究, 2022(9):62-73.

- [21] 刘红忠,傅家范. 资产流动性、融资约束与经济波动[J]. 统计研究,2017(11):15-29.
- [22] 柳木华,任嘉乐,郭振. 关键审计事项披露的信息价值——基于股票流动性视角[J]. 审计与经济研究,2021(3):21-32.
- [23] Sensoy A,Tabak B M. Dynamic efficiency of stock markets and exchange rates[J]. International Review of Financial Analysis, 2016,47:353-371.
- [24] 杨何灿,吴隽豪,杨咸月. 北向资金与境内股票市场流动性——基于高频数据的传导机制[J]. 经济研究,2023(5):190-208.
- [25] 韩琳,程小可,李昊洋. 高铁开通对股票流动性的影响[J]. 金融论坛,2019(12):68-78.
- [26] 廖士光,杨朝军. 卖空交易机制、波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究[J]. 管理世界,2005(12):6-13,171.
- [27] 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.
- [28] Dang T L,Nguyen T H,Tran N T A,et al. Institutional ownership and stock liquidity:international evidence[J]. Asia-Pacific Journal of Financial Studies,2018(1):21-53.
- [29] Chen M T,Yang D P,Zhang W Q,et al. How does ESG disclosure improve stock liquidity for enterprises — empirical evidence from China[J]. Environmental Impact Assessment Review,2023,98:106926.
- [30] 王瑶,徐道胜,冯晓晴. ESG 评级分歧与企业劳动雇佣[J]. 中南财经政法大学学报,2024(4):135-147.
- [31] 王垒,刘青德,李宽. ESG 评级分歧与公司债券定价:信息挖掘还是信息恶化[J]. 国际金融研究,2024(3):87-96.
- [32] 周泽将,谷文菁,伞子瑶. ESG 评级分歧与分析师盈余预测准确性[J]. 中国软科学,2023(10):164-176.
- [33] Dyck A,Lins K V,Roth L,et al. Do Institutional investors drive corporate social responsibility? international evidence[J]. Journal of Financial Economics,2019(3):693-714.
- [34] 蔡贵龙,张亚楠. 基金 ESG 投资承诺效应——来自公募基金签署 PRI 的准自然实验[J]. 经济研究,2023(12):22-40.
- [35] 毛其淋,王玥清. ESG 的就业效应研究:来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究,2023(7):86-103.
- [36] 胡聰慧,刘玉珍,吴天琪,等. 有限注意、行业信息扩散与股票收益[J]. 经济学(季刊),2015(3):1173-1192.
- [37] 姚颀,赵梅. 中国式风险披露、披露水平与市场反应[J]. 经济研究,2016(7):158-172.
- [38] 李常青,刘羽中,李茂良. 资本结构、产权性质与股票流动性[J]. 经济管理,2016(5):153-164.
- [39] 巫升柱. 自愿披露水平与股票流动性的实证研究——基于中国上市公司年度报告的经验[J]. 财经问题研究,2007(8):59-65.
- [40] 潘凌云,董竹. 融券卖空如何影响个股流动性[J]. 中国经济问题,2021(4):35-49.
- [41] Glosten L,Milgrom P. Bid,ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders[J]. Journal of Financial Economics,1985(1):71-100.
- [42] 翟胜宝,程妍婷,许浩然,等. 媒体关注与企业 ESG 信息披露质量[J]. 会计研究,2022(8):59-71.
- [43] 雷雷,张大永,姬强. 共同机构持股与企业 ESG 表现[J]. 经济研究,2023(4):133-151.
- [44] 李颖,吴彦辰,田祥宇. 企业 ESG 表现与供应链话语权[J]. 财经研究,2023(8):153-168.
- [45] 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(5):126-138.
- [46] 潘玉坤,郭萌萌. 空气污染压力下的企业 ESG 表现[J]. 数量经济技术经济研究,2023(7):112-132.
- [47] 陈国进,张润泽,谢沛霖,等. 知情交易、信息不确定性与股票风险溢价[J]. 管理科学学报,2019(4):53-74.
- [48] 高敬忠,杨朝,彭正银. 网络平台互动能够缓解企业融资约束吗——来自交易所互动平台问答的证据[J]. 会计研究,2021(6):59-75.
- [49] 王辉,林伟芬,谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入[J]. 数量经济技术经济研究,2022(12):173-194.

责任编辑 江娟丽

网 址:<http://xbbjb.swu.edu.cn>