

金融与会计

ESG 信息披露能否抑制股票价格波动风险？

吴成颂,陈 薇

(安徽大学 商学院,安徽 合肥 230601)

[摘要]基于 2009—2022 年沪深两市 A 股上市公司的样本数据,使用多时点双重差分法探究 ESG 信息披露对股票价格波动风险的影响。通过实证分析发现:ESG 信息披露抑制了股票价格波动风险,这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制检验结果显示:ESG 披露主要通过降低机构投资者抱团来抑制股价波动。进一步分析发现:外部的媒体关注强化了 ESG 信息披露的风险降低效应。异质性检验表明:在制造业等特定行业、信息披露质量高以及中、东部地区的企业中,ESG 披露对股价波动风险的抑制作用更强。研究在理论上为探索 ESG 信息披露的经济后果研究提供了新的视角,在实践上为资本市场的发展与稳定以及风险防范提供了一定的经验证据。

[关键词]ESG 信息披露;股价波动风险;机构投资者抱团;媒体关注;金融市场稳定;风险防范;多时点双重差分

[中图分类号]F830 [文献标志码]A [文章编号]2096-3114(2024)05-0060-13

一、引言

党的二十大报告指出,维持金融市场稳定要深化金融体制改革,加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,守住不发生系统性风险底线,充分发挥金融体系对实体经济的支持作用。同时,资本市场为满足实体经济发展提供重要支撑,而股票市场作为国家经济的重要组成部分,其稳定运行对金融市场风险防控来说不可或缺^[1],并且能够有效赋能实体经济持续健康发展。资本市场在中国金融系统中的重要性愈发突出,而当前中国金融市场在“外部—内部”系统中依旧面临着较高的不确定性因素,2008 年国际金融危机、2015 年我国股市异常波动的重要诱因都是杠杆失控,尤其是新冠肺炎全球大流行对实体经济和金融系统两端产生影响,加剧了“实体经济—金融市场”风险的双向传导。此外,中国经济进一步的转型升级使得传统产业面临结构性调整,也对股市造成了一定的冲击。这就使得中国资本市场的暴涨暴跌、企业风险暴露问题以及突发性股市崩盘时有发生。从这个角度来看,采取相关措施守住不发生系统性金融风险的底线,强化金融风险治理,减少股价异常波动发生的概率,是赋能经济高质量发展的必由之路。

“双碳”目标及高质量发展战略的提出,为 ESG 理念在中国推广落地提供了前所未有的重大机遇。在此背景下,倡导以环境保护(Environmental)、社会责任(Social)和公司治理(Governance)三个维度来综合衡量企业发展可持续性的 ESG 理念快速盛行。从长远来看,ESG 信息的披露有利于企业提高透明度和可持续性,吸引投资和消费,高质量的信息披露也可以为企业带来显著的市场效应,推动经济社会发展绿色化、低碳化的进程,并促进中国经济高质量发展。《投资蓝皮书:中国 ESG 投资发展报告(2023)》中指明截至 2022 年底,我国发布 ESG 相关报告的 A 股上市公司占比达 28.5%,同比增长

[收稿日期]2024-03-12

[基金项目]国家社会科学基金一般项目(16BGL051);安徽省高校人文社会科学研究重点项目(SK2021A0067)

[作者简介]吴成颂(1968—),男,安徽安庆人,安徽大学商学院教授,博士生导师,主要研究方向为金融市场,邮箱:ahwcs@126.com;陈薇(1999—),女,安徽合肥人,安徽大学商学院硕士生,主要研究方向为公司治理、风险管理。

4.2%。此外,2023 年半年报数据显示,超过 30% 的 A 股上市公司对 ESG 信息主动进行了披露,ESG 公募基金的总规模已达 5000 亿元^①。然而在高速增长的背后,我国的 ESG 体系建设仍处于初级阶段,国内上交所和深交所均不强制要求上市公司披露 ESG 信息,仅本着自愿原则鼓励企业在衡量成本和收益时考量 ESG。此外,我国 ESG 领域还存在着诸多难题,如披露比例相对较低、缺乏统一的国家级披露标准、披露报告质量较低以及披露信息准确性不足等问题^[2]。

已有研究提出,从长期视角来看,企业的社会责任、可持续发展和对环境的保护使得投资者会更加倾向于向投资者等利益相关方披露 ESG 实践情况的上市公司^[3]。ESG 披露对我国股票市场的影响因此也越来越大,成为投资界投资股票市场的一项重要决策参考^[4]。那么作为一种新兴的投资理念和评价指标,ESG 信息披露是否能够对股价波动风险造成影响?如有显著影响,其作用机制是什么?显然,基于此背景,通过探究我国上市公司的 ESG 披露和股价波动风险间存在何种关系,不仅丰富了 ESG 披露的经济后果的相关理论,有利于我国 ESG 披露制度体系的构建和实践,还对维护资本市场平稳运行、促进股市蓬勃发展同样具有重要的理论价值和现实意义。

鉴于此,本文选取 2009—2022 年沪深两市 A 股上市公司样本,实证分析 ESG 信息披露对股票价格波动风险的影响及其作用机制。相对于已有文献,本文的边际贡献有:第一,基于商道融绿根据企业数据披露情况、关键绩效指标和行业比较等因素首次对企业的环境、社会和公司治理绩效进行披露的外生冲击,运用多时点双重差分法研究 ESG 信息披露对股价波动风险产生的影响,相较于现有部分研究直接使用 ESG 披露的相关数据,能够有效缓解内生性问题。第二,为 ESG 披露对股价波动风险的影响研究提供崭新的视角。在 ESG 披露逐渐成为投资决策重要考量因素的背景下,目前相关研究仅从缓解委托代理和降低信息不对称等信息层面来具体阐述 ESG 披露对股价波动风险的抑制作用,而缺少对机构投资者行为特征的考察。本文基于这一视角,着重从机构投资者抱团这一维度出发,构建相应的经济解释机制,针对 ESG 信息披露对企业股价波动风险的影响提出全新的理论解释框架,丰富了有关 ESG 经济效应研究的相关文献。第三,引入媒体关注度这一外部治理机制,考察了媒体关注在 ESG 披露与股价波动风险关系中发挥的调节作用,对培育公开透明的信息披露环境、优化金融市场环境、维护资本市场稳定、引导金融走上支持经济高质量发展之路具有重要的现实意义。

二、理论分析与研究假设

由股价异常波动导致的股价崩盘作为资本市场中的一种极端现象,直接影响到金融市场的稳定和实体经济的发展。由于股价波动风险受到各种因素的综合影响,这就需要多方面寻求防范股价崩盘风险的手段,其中提升企业信息披露的透明度和质量是预防突发性股价崩盘的重要途径之一。从另一角度看,ESG 的影响力由企业逐渐向资本市场深化,良好的 ESG 信息披露让投资者了解到企业的实际经营情况,对资本市场产生一定的积极效应,防止股价出现崩盘,其中的影响途径主要体现在资本市场中的机构投资者行为中。而媒体作为外部治理机制,其对企业关注度的高低也关系到 ESG 披露对股价波动风险的影响程度。然现有研究较少涉及 ESG 披露与股价波动风险二者之间的关系,ESG 披露影响股价波动风险的机制框架仍有待构建。

(一) ESG 信息披露与股价波动风险

股价波动风险是指由于企业并未对内部的负面信息进行及时有效的处理,致使相关信息不断累积后到达临界点,导致企业爆发舆情危机事件,从而对股价产生明显的负面影响,体现为股价的大幅波动与急剧下跌,进而出现股价的崩盘。学术界目前围绕市场和企业两个角度,对股价波动风险的成因进行了深入的研究。在探索股价波动风险的形成机理时,有学者从外部环境入手,提出利率市

^①数据来源:<https://finance.eastmoney.com/a/202310102865484792.html>

场化改革^[5]、政府控制链监管^[6]等,都会在不同程度上抑制股价波动的发生。从企业内部来看,有关文献主要集中于分析信息透明度^[7]、大股东持股比例^[8]以及企业过度投资^[9]等对股价波动风险的影响。此外,在“双碳”发展的大潮中,ESG 开始迅速渗透至中国各行各业发展和企业战略中,资本市场在这一过程中也愈发受到多方面的影响。现有学者对 ESG 披露的经济后果主要持有两种完全不同的意见,大多数学者认为,对 ESG 信息进行披露的企业更有可能创造较高的企业价值^[10];少数学者却提出,ESG 披露削减了企业利润,从而导致股东财富的减少^[11],甚至可能给企业施加较重的债务成本。然而针对 ESG 信息披露对股价波动风险的经济效应与作用机理的探讨至今并未引起足够的重视。

总的来说,良好的信息披露能让投资者及时获取与企业实际经营情况有关的信息,防止出现股价与企业基本面背离的现象。具体而言,首先,对 ESG 进行披露使得管理者在作出投资决策时以整个企业的可持续发展为目标,发挥环境规制对企业的引领作用,致力于有效投资的实现,规避股价泡沫风险,从而防止股价出现崩盘^[12]。其次,当企业对 ESG 信息进行披露,作为资本市场信息中介的机构投资者将会释放更多积极的股价信息,这会促进投资者进行合理决策,进而降低股价崩盘风险^[13]。此外,从企业与外界之间关系来看,一方面,ESG 信息披露构成企业内部与外界环境保持信息透明度的必要条件。ESG 披露是外部投资者间接了解企业真实经营情况的有效途径,有助于其作出合理明智的投资决策,防止股价偏离内在价值,维持股票价格稳定^[4]。在“投资者情绪效应”下,ESG 披露通过降低投资者理性期望的偏离程度,达到平抑投资者情绪的效果,以减少股价发生波动的可能^[14]。另一方面,对 ESG 信息进行披露对于提升企业声誉来说至关重要。ESG 披露会对企业声誉和形象产生一定程度的影响,有利于企业形成并保持竞争优势^[15],从而防止股价的异常波动。

基于此,本文提出以下假设:

H1: ESG 信息披露程度越高,股价波动风险越低,即 ESG 信息披露降低了股价波动风险。

(二) ESG 信息披露、机构投资者抱团与股价波动风险

ESG 作为助力资本市场高质量发展的一种手段,企业 ESG 信息披露对股价波动风险的影响机制主要体现在资本市场的机构投资者的行为中。一般情况下,机构投资者作为知情交易者,在经济活动中的行为并非互相独立,具体来说,众多的机构投资者可能会建立起长期合作关系甚至共同干预其共同持股企业的治理、影响企业的政策^[16],这一行为会缓解机构投资者间的竞争,使其在交易过程中更加理性并避免产生过于激进的行为,如此就形成了机构投资者抱团。随着资本市场的不断发展,提高信息披露水平逐渐成为缓解公司内部管理层与外部投资者之间信息不对称的关键,机构投资者作为长期资金提供者,更加关注企业的前景和成长性,这决定了其会格外关注公司的前瞻性信息披露^[17]。实际上,部分机构投资者为了获得更多利益,倾向于和管理层进行“合作”,纵容其隐瞒负面信息的消息管理行为或与其私下进行内幕交易取得收益^[18]。除此之外,羊群效应在机构投资者的行为中十分普遍,且绝大部分机构投资者会出现盲目跟风现象^[19]。而企业对 ESG 信息进行披露意味着企业负面信息被隐藏、累积的可能性降低,大多数机构投资者可凭借自身专业的分析能力对上市公司的披露信息进行处理,判断市场股价的变动趋势,而非依靠其他投资者传递积极、正确的投资参考意见^[13],由此减少了机构投资者抱团这一短期非理性行为。

从既有研究的相关结论来看,机构投资者抱团持股比例的提高在加剧企业信息不透明度的同时,对企业治理效应产生一定程度的影响,从而增加股价发生异常波动的可能性^[20]。具体来说,机构投资者抱团一方面会加剧企业负面信息被隐藏、累积到一定阈值以及集中释放的可能性与程度^[21];另一方面会通过提高机构团体整体“发声”的治理效力,降低机构团体整体“退出威胁”的治理效力,从而给企业带来潜在的股价波动风险^[16]。进一步地,基于信息网络的机构投资者之间的相互学习与信息共享也可能会加大股票市场整体波动和特质波动,从而加剧极端市场风险的出现^[22]。

基于上述分析,本文提出以下假设:

H2:ESG 信息披露通过减少机构投资者抱团,进而降低了股价波动风险。

(三) 媒体关注度的调节作用

媒体作为一种外部治理机制,是企业的利益相关者在 ESG 信息披露过程中获取有关企业经营状况信息的重要途径。媒体的独立性也使得媒体报道比企业自身披露的信息更真实^[23]。而媒体对上市公司的关注则主要体现在正面和负面报道两个层面上。其一,企业对 ESG 的披露涉及多方面的信息,而媒体可利用自身平台降低这些综合性信息的获取成本,使投资者更便捷地获取信息,媒体的报道越多,意味着投资者从中获取的有效信息越多,做出的投资决策也更加合理科学,使得股票价格不偏离价值^[24]。换言之,媒体在其中发挥信息披露、整合和扩散的作用,降低投资者的信息搜集成本,增加信息透明度。从某种程度上来说,ESG 表现良好的企业往往会主动通过媒体这一中介向外界传递自身积极履行社会责任、以可持续发展为战略目标的企业形象,从而稳定企业的投资价值,有利于降低股价崩盘的概率^[25]。其二,媒体在资本市场中可以发挥一定的监督职能,使得企业面临较强的社会关注和舆论监督,有效防止管理层对信息的选择性披露和对负面信息的隐藏,企业的信息披露质量和透明度提高,从而进一步约束企业管理层可能存在的机会主义行为^[26],最终对股价波动风险产生抑制作用。为此,综合来看,媒体的外部监督与 ESG 信息披露对股价波动带来的风险产生了协同抑制效应。

基于此,本文提出以下假设:

H3:媒体关注度越高,ESG 信息披露对股价波动风险的抑制作用越强。

综上,本文的理论框架如图 1 所示。

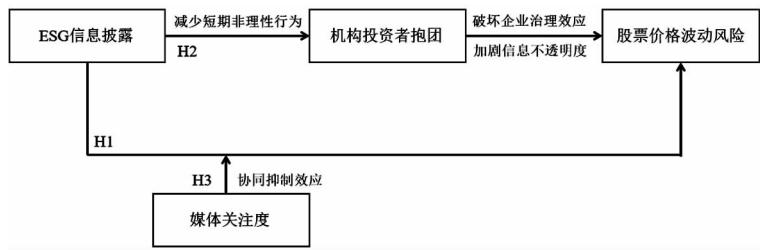


图 1 ESG 信息披露与股票价格波动风险的理论框架

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

由于商道融绿机构从 2015 年开始发布企业 ESG 披露数据,本文选取 2009—2022 年 A 股上市公司作为样本,使用多时点双重差分法研究 ESG 披露对股价波动风险的影响,并按照以下标准进行样本筛选:剔除归属于金融行业样本;剔除 ST 或 ST* 等经营异常的样本;剔除主要变量存在缺失的样本。最终得到 35952 个观测值。为了排除异常值的影响,对所有连续型变量在 1% 和 99% 分位数上进行 Winsorize 处理。样本中变量数据来源于国泰安(CSMAR)、万得(Wind)及 Datago 数据库。

(二) 变量设计

1. 被解释变量:股票价格波动风险

参考许年行等的研究方法^[19],采用负收益偏态系数(NCSKEW)和股票收益率上下波动比率(DU-VOL)这两个变量来衡量股价波动风险。这两项变量数值越大,代表股价波动风险越高。

首先,根据式(1)估计股票经过市场调整后的周收益率:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $R_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 周的收益率; $r_{m,t}$ 为第 t 周整个股票市场流通市值加权平均收益率,考虑到个股存在非同步性交易的情况, $r_{m,t-2}, r_{m,t-1}$ 分别表示滞后二期、一期, $r_{m,t+1}, r_{m,t+2}$ 则分别表示超前一期、二期。

按式(1)进行回归后,取残差项,计算股票 i 第 t 周的特有收益率:

$$w_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

根据式(3)计算股票*i*第*t*年负收益偏态系数(*NCSKEW*)：

$$NCSKEW_{i,t} = -\frac{n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum w_{i,t}^3}{(n-1)(n-2)(\sum w_{i,t}^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (3)$$

其中,*n*为股票*i*在第*t*年的交易周数。

根据式(4)计算股票*i*第*t*年收益上下波动比率(*DUVOL*)：

$$DUVOL_{i,t} = \ln \left[\frac{n_u - 1}{n_d - 1} \times \frac{\sum Downw_{i,t}^2}{\sum Upw_{i,t}^2} \right] \quad (4)$$

式中*n_u*和*n_d*分别表示个股周特质收益率大于或小于年平均收益率的周数。

2. 解释变量:ESG 披露

随着ESG信息披露越来越受到各界重视,第三方评级机构开始按照一定的披露准则,对企业公开的ESG信息及表现进行高质量的信息披露与评级。目前我国对ESG的评级数据有华证、彭博、润灵环球、中证以及Wind自有的数据等。这些数据在指标构建、披露标准、评级方法和覆盖范围等方面均存在一定程度的差异,但其中大多数据缺失严重、更新速度慢以及公允性存在偏差。商道融绿是国内最早发布企业ESG相关数据的机构,从2015年开始对沪深300成分股中主动进行ESG披露的企业发布ESG信息披露得分,且其采用的多维议题、指标、数据点形式,相较于企业自身对外披露的ESG实践情况,更加深度还原了企业ESG真实表现,具有一定的权威性,更能吸引投资者的关注。近年来随着披露ESG信息的上市公司逐渐增加,纳入商道融绿ESG评级体系的企业规模逐渐扩大,2020年企业数量达1043家,由于商道融绿发布的ESG披露数据是分时期、分企业发布的,符合“准自然实验”的特征,为构建渐进双重差分模型的处理组和对照组提供依据。基于此,本文参考晓芳等的做法^[27],以商道融绿数据库中首次发布企业的ESG信息披露指数为基准构造解释变量,若商道融绿披露了企业*i*在第*t*年的ESG信息,则为处理组,*ESG_{i,t}*=1,否则视为对照组,*ESG_{i,t}*=0。

3. 机制变量:机构投资者抱团

借鉴吴晓晖等的研究^[21],基于复杂网络模块度的社区发现算法中运用较为广泛的Louvain算法^①,提取机构投资者网络中的团体,根据式(5)计算出机构投资者抱团这一指标的具体数值,计算方法如下:

$$CliqueOwnership_{i,t} = \sum_{j=1}^N \lambda_{i,j,t} \cdot I(CliqueInstitution) \quad (5)$$

其中, $\lambda_{i,j,t}$ 是机构投资者*j*在第*t*年年末持有的企业的股份数量在企业*i*流通股总股数中所占的比例,*I(CliqueInstitution)*为虚拟变量,若机构*j*在第*t*年属于任意某个机构抱团成员,则赋值为1,否则为0。

4. 调节变量:媒体关注度

参考翟胜宝等^[25],选择来自Datago数行者报刊新闻ESG量化舆情数据库中的数据,其根据新闻发布的来源和内容对每篇媒体报道进行筛选,并按照一定标准划分了环境(E),社会(S)和治理(G)三类新闻。本文使用该数据库中有关企业E、S、G报道的数量总和来衡量本文的媒体报道(Media)这一变量。

5. 控制变量

为排除其他因素的影响,本文参考王彩萍等^[28]、李宗泽和李志斌^[29]的研究,加入以下五类控制变量:一是基本特征控制变量,包括企业规模(Size)和上市时间(Age);二是财务特征控制变量,包括资产负债率(Lev)、市值账面比(MB)、资产回报率(Roa)和经营性现金流(Cashflow);三是治理水平控制变量,包括第一大股东持股比例(Top1)、前十大股东持股比例(Top10)、独董比例(Indep)、是否两职合一(Duality)、是否聘请国际四大审计师事务所(Big4);四是股票市场特征控制变量,包括股票换手率

^①Louvain算法是基于模块度的社区发现算法,该算法在效率和效果上都表现较好,并且能够发现层次性的社区结构,其优化目标是最大化整个社区网络的模块度。

(*Turnover*)、股票收益率(*Ret*) 和股票波动率(*Sigma*) ;五是宏观控制变量,包括行业集中度(*Hindex*)、法律环境(*Emcs*) 和经济环境(*GDP*)。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	股价波动风险	<i>NCSKEW</i>	负收益偏态系数
		<i>DUVOL</i>	收益率波动比率
解释变量	ESG 披露	<i>ESG</i>	若商道融绿披露了企业 i 在第 t 年的 ESG 数据,则为处理组, $ESGi, t = 1$,否则为对照组, $ESGi, t = 0$ 。
机制变量	机构投资者抱团	<i>CliqueOwnership</i>	基于 Louvain 算法的机构投资者抱团持股比例,团体成员共同持有任意一家上市公司流通股的比例
调节变量	媒体关注度	<i>Media</i>	与企业 ESG 相关新闻数量
	企业规模	<i>Size</i>	年总资产的自然对数
	企业年龄	<i>Age</i>	$\ln(\text{当年年份} - \text{上市年份} + 1)$
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	市值账面比	<i>MB</i>	每股现价/每股账面价值
	资产负债率	<i>Roa</i>	净利润/资产总额
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
	前十大股东持股比例	<i>Top10</i>	前十名股东持股比例之和
	独董比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会总人数
控制变量	两职合一	<i>Duality</i>	两职合一,当董事长与总经理为同一人时,取值 1,否则取值 0
	是否聘请国际四大审计师事务所	<i>Big4</i>	若公司上年年度报告由国际“四大”会计师事务所审计,则取值 1,否则取值 0
	股票日换手率	<i>Turnover</i>	日成交量/对应日期的场内流通份额
	股票收益率	<i>Ret</i>	股票 i 在第 t 年的平均周特有收益率
	股票波动率	<i>Sigma</i>	股票 i 在第 t 年周特有收益的标准差
	行业集中度	<i>Hindex</i>	以赫芬达尔指数作为行业集中度的衡量指标
	法制环境	<i>Emcs</i>	以市场化进程指数中介组织发育和法律得分衡量
	经济环境	<i>GDP</i>	省级 GDP 年增长率

(三) 实证模型

为验证 ESG 披露对股价波动风险的影响,即假设 H1,本文基于商道融绿首次发布上市公司 ESG 披露信息这一外生冲击,参考胡洁等的研究^[30],使用多时点双重差分法进行实证分析。此外,考虑到 ESG 信息披露对企业股价的影响发生在实际产生披露行为的次年,本研究对被解释变量进行了滞后一期处理,并构建如下基准模型:

$$NCSKEW_{i,t+1}/DUVOL_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $NCSKEW_{i,t+1}$ 和 $DUVOL_{i,t+1}$ 表示企业 i 在第 $t+1$ 年的股价波动风险; $ESG_{i,t}$ 为解释变量,若商道融绿对企业 i 在第 t 年的 ESG 情况进行披露,则赋值为 1,否则赋值为 0; $Controls_{i,t}$ 为控制变量; u_i 和 η_t 分别为个体固定效应与年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项,模型采用企业层面聚类稳健标准误。

进一步地,为了检验 ESG 披露的动态效果,本文参考黄炜等的研究方法^[31],构建如下的动态双重差分模型进行平行趋势检验:

$$NCSKEW_{i,t+1}/DUVOL_{i,t+1} = \alpha + \beta_s^{precut} [D_i \times I(t - T_D < -3)] + \sum_{s=-3}^{-2} \beta_s^{pre} [D_i \times I(t - T_D = s)] + \sum_{s=1}^3 \beta_s^{post} [D_i \times I(t - T_D = s)] + \beta_s^{postcut} [D_i \times I(t - T_D > 3)] + \gamma X_{i,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $D_i = 1$ 为处理组, $D_i = 0$ 则为对照组; $I(\cdot)$ 为示性函数, T_D 表示商道融绿对企业 ESG 信息进行披露当期,将距离披露时间的相对时间作为参照系($t - T_D = s$), $s = -1$ 为基期。系数 β_s 反映了 ESG 披露对企业股价波动风险的动态变化,若回归系数 β_s^{precut} 和 β_s^{pre} 不显著异于 0,回归系数 $\beta_s^{postcut}$ 和 β_s^{post} 显著不为 0,则表明满足平行趋势检验。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

由于商道融绿从 2015 年开始披露企业 ESG 信息,图 2 为 2015—2022 年样本中上市公司 ESG 披露的趋势图,由图可知,样本数据接受处理的时点有差异,有较强的异质性。2015—2021 年间 ESG 披露的样本比例稳定在较低水平,在 2021 年后上升趋势明显,到 2022 年,样本中有超过 70% 的企业已经进行 ESG 披露,这与近两年来我国上市公司对于 ESG 的认知以及 ESG 信息披露的积极性均有显著提升、披露 ESG 相关报告

的公司数量在近年来大幅增加的现实情况相一致^①,预计在未来,ESG 披露的企业会继续增加。

研究涉及各变量的描述性统计如表 2 所示。全样本描述性统计表明,股价波动风险的均值为 -0.328 和 -0.207,标准差为 0.750 和 0.489,可以看出企业间的股价波动风险差异较大。ESG 的均值和标准差分别为 0.324 和 0.468,表明 ESG 信息披露整体比例较低,且不同企业的 ESG 披露水平差异较大。分组统计结果显示,相较于不对 ESG 信息进行披露的企业,无论是均值还是标准差,披露 ESG 信息企业的股价波动带来的风险都较低。控制变量方面,披露 ESG 信息企业的独董比例、企业规模和法制环境均值显著较高,股票日换手率和股票收益率均值显著较低。

表 2 描述性统计结果

变量	全样本			ESG = 0			ESG = 1			T 检验
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	
NCSKEW	35952	-0.328	0.750	27696	-0.312	0.805	8256	-0.362	0.617	0.021 **
DUVOL	35952	-0.207	0.489	27696	-0.195	0.521	8256	-0.230	0.413	0.014 **
ESG	35952	0.324	0.468	27696	0.000	0.000	8256	1.000	0.000	-1.000
CliqueOwnership	35952	0.053	0.219	27696	0.053	0.092	8256	0.053	0.320	0.006 **
Asy	35952	-0.233	0.464	27696	-0.139	0.340	8256	-0.550	0.652	0.411 ***
Media	35952	1.377	1.055	27696	1.405	1.033	8256	1.252	1.143	0.140
Top10	35952	61.380	15.250	27696	62.190	14.640	8256	59.670	16.320	-1.892 ***
Top1	35952	34.770	15.070	27696	35.040	14.740	8256	34.220	15.720	-0.512 ***
Duality	35952	0.348	0.476	27696	0.355	0.478	8256	0.334	0.472	-0.006
Indep	35952	37.780	5.532	27696	37.670	5.425	8256	38.020	5.741	-0.685 ***
LEV	35952	0.441	0.207	27696	0.440	0.212	8256	0.444	0.199	-0.016 ***
Age	35952	2.218	0.766	27696	2.119	0.766	8256	2.372	0.741	-0.226 ***
Size	35952	22.250	1.374	27696	21.880	1.155	8256	22.820	1.489	-1.214 ***
Turnover	35952	3.565	3.198	27696	3.997	3.415	8256	2.663	2.456	0.184 ***
Ret	35952	0.110	0.558	27696	0.208	0.616	8256	-0.045	0.407	0.825 ***
Sigma	35952	0.069	0.051	27696	0.070	0.053	8256	0.059	0.025	0.009 ***
ROA	35952	0.040	0.086	27696	0.042	0.091	8256	0.036	0.075	-0.004 ***
MB	35952	0.615	0.244	27696	0.592	0.226	8256	0.663	0.270	-0.071 ***
Big4	35952	0.058	0.234	27696	0.039	0.194	8256	0.097	0.296	-0.083 ***
Emcs	35952	12.300	3.842	27696	10.930	3.473	8256	15.180	2.856	-3.930 ***
Hindex	35952	0.120	0.139	27696	0.122	0.136	8256	0.117	0.145	-0.005 ***
GDP	35952	0.122	0.069	27696	0.099	0.045	8256	0.180	0.084	-0.042 ***

^①2022 年,A 股上市公司 ESG 信息披露比例进一步提升,截至 2023 年 6 月底,A 股共有 1817 家上市公司发布了 2022 年度 ESG 相关报告,占比约为 35.41%,较上年增长 3.3%。(数据来源:<http://www.bkeconomy.com/detail-1690171061129769.html>)

(二) 基准回归

ESG信息披露对股价波动风险影响的实证结果如表3所示,在不引入任何控制变量的情况下,ESG披露对负收益偏态系数与收益率波动比率的回归系数分别为-0.559和-0.434,均在1%水平上显著为负,这表明ESG信息披露与股价波动风险呈负相关关系,假设H1得以初步验证。此外,在基准回归中引入控制变量后,ESG信息披露的估计系数依旧在1%的水平上显著为负,本文核心结论仍然成立。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文利用模型(2)检验了ESG披露对股价波动风险的动态影响,图3(a)和图3(b)展示了检验结果。从图中可以看出,ESG信息披露之前,负收益偏态系数和收益率波动比率在处理组和对照组中皆不存在显著性差异;在ESG信息披露后,两个变量在处理组中相比于对照组中明显降低,满足平行趋势假设。因此,样本通过了多时点双重差分法估计所需的平行趋势检验,表明ESG披露对股价波动风险有持续的抑制作用。

表3 基准回归结果

	(1) NCSKEW	(2) NCSKEW	(3) DUVOL	(4) DUVOL
ESG	-0.559 *** (-3.335)	-1.017 *** (-5.449)	-0.434 *** (-3.909)	-0.637 *** (-5.128)
Constant	-3.438 *** (-65.982)	-5.590 ** (-2.074)	-2.238 *** (-64.823)	1.280 (0.714)
Controls	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
N	35952	35952	35952	35952
调整 R ²	0.160	0.253	0.166	0.249

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平显著,括号内为 T 值,下同。

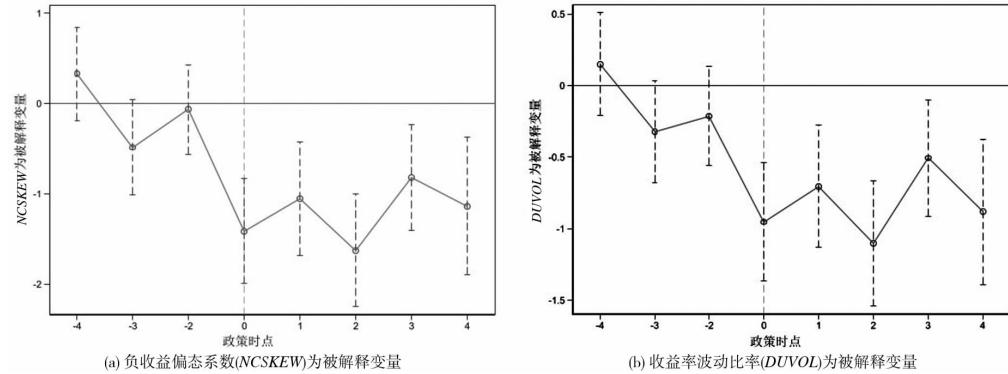


图3 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为缓解内生性问题,排除遗漏不可观测因素这一潜在问题对回归结果的干扰,本文使用安慰剂检验方法对ESG披露效果的偶然性加以识别,具体做法为对样本进行500次随机重复抽样,以此构建伪政策虚拟变量,在此基础上再次进行基准回归。图4(a)和图4(b)为安慰剂检验的结果,由图可知随机抽样估计系数大致服从正态分布,系数均值接近于0,远大于基准回归系数,且p值大多大于0.1,在10%的水平上不显著。这表明不可观测因素并未引起估计偏差,本文的基准回归结果可靠。

3. PSM-DID

鉴于商道融绿机构可能倾向于优先选择信息较为完整的大中型企业披露ESG信息,为了进一步缓解由此产生的样本选择偏差问题,本文使用倾向得分匹配法进行稳健性检验。选择除宏观控制变量以外的控制变量作为匹配变量,采用1:3最近邻匹配,对全样本进行重新回归。稳健性检验的结果(未列示,备索)与本文的主假设一致,说明核心结论依旧稳健。

4. 替换被解释变量衡量方式

参考谢德仁等的研究^[32],选取周收益极值分布虚拟变量(CRASH)作为被解释变量的衡量方式重新

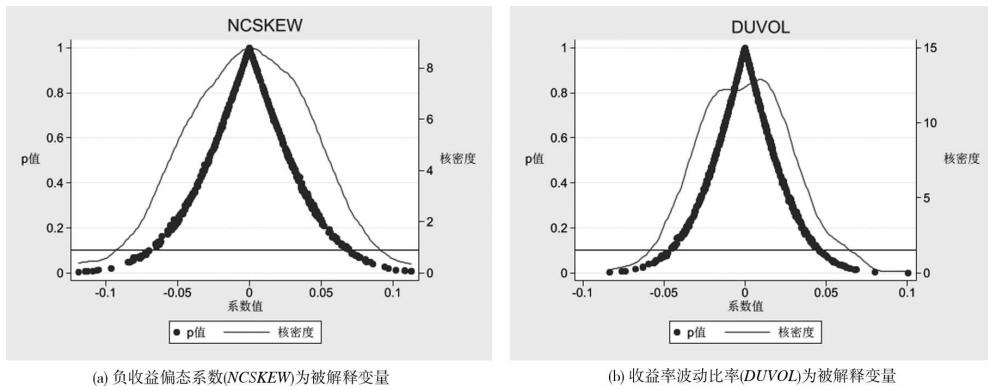


图4 安慰剂检验

进行回归,回归结果(未列示,备索)与基准回归一致,表明通过该项稳健性检验。

5. 排除其他政策干扰

(1) 低碳城市试点政策。国家发展和改革委员会于2010年8月、2012年11月和2017年1月分批次在全国范围内进行了低碳省区和低碳城市试点建设,该项政策作为综合性的环境规制手段,有利于企业积极履行社会责任,推动企业实现绿色增长。考虑到ESG披露在受到国家政策的外部冲击后可能会对研究结论产生影响,本文在基准回归中加入低碳城市试点政策的虚拟变量。

(2) 退市新规。2012年,上交所和深交所分别推出股市主板新退市方案,相较于之前加入更多的市场化指标,使得退市标准更加多元化,从而清理市场的不利因素,这在某种程度上控制了股价波动带来的风险。基于此,本文构建退市新规虚拟变量,并纳入基准回归模型中进行重新回归。上述稳健性检验的结果(未列示,备索)均与基准回归一致,本文研究结论的稳健性得以证实。

6. 异质性处理效应检验

De Chaisemartin 和 D' Haultfoeuille^[33]指出,所有处理组个体的处理效应的加权平均构成了多时点双重差分法得到的估计结果,如果样本中存在异质性处理效应,采用传统双向固定效应模型可能会造成严重的估计偏误。进一步地,当样本中出现了负权重并且其在权重总数中所占比重较高时,模型的回归结果可能不稳健。由图2可知,样本接受政策处理的时点存在显著差异,因此本文检验了基准回归结果在异质性处理效应下的稳健性。从结果中可以看出,在3741个总权重中,有3562个权重为正,179个权重为负,且负权重的和为-0.003,占比较小^①,说明处理组的异质性处理效应对回归结果没有产生实质性影响,本文的核心结论仍然成立。

(四) 机制检验

上文已得到ESG披露能降低股价波动风险的经验证据,本部分在理论分析的基础上,从机构投资者抱团这一角度揭示其作用机制。在借鉴江艇^[34]作用机制分析思路的同时,采用温忠麟等^[35]中介效应模型的“三步法”,进行了机制分析。基于此,本文分别构建模型(3)和模型(4)对假设H2进行检验:

$$CliqueOwnership_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \alpha_n Controls_{i,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$NCSKEW_{i,t+1}/DUVOL_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \beta_2 CliqueOwnership_{i,t} + \beta_n controls_{i,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $CliqueOwnership_{i,t}$ 为机构投资抱团这一机制变量,其余变量与基准回归模型相同。

机构投资者抱团机制作用的估计结果见表4,列(1)和列(2)的估计结果显示ESG披露的系数分别为-0.440和-0.528,在1%的水平上显著,说明ESG披露显著降低了投资者机构抱团。从列(3)和列(4)回归结果可以看出,在放入机制变量和自变量后,ESG信息披露依旧显著为负,表明机构投资者抱

^①异质性处理效应检验结果未在正文中列出,留存备索。

团的作用机制成立。且根据理论分析可知,机构投资者抱团对股价波动风险的影响是直接和显然的,由此证明企业 ESG 的披露降低股价波动风险的机制存在,ESG 的披露通过削弱机构投资者抱团进而降低企业股价波动带来的风险,假设 H2 成立。

五、进一步分析

(一) 媒体关注的调节作用

为分析媒体关注度的调节作用,本文进一步构建了模型(5)来检验假设 3:

$$NCSKEW_{i,t+1}/DUVOL_{i,t+1} = \theta_0 + \theta_1 ESG_{i,t} + \theta_2 Media_{i,t} + \theta_3 ESG_{i,t} \times Media_{i,t} + \theta_n controls_{i,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Media_{i,t}$ 代表企业 i 第 t 年的媒体关注度。表 5 的回归结果显示,ESG 披露与媒体关注交互项的回归系数分别为 -2.233 和 -0.948, 在 1% 和 5% 的水平上显著为负。这一结果验证了假设 H3, 说明企业 ESG 相关披露受媒体关注程度越高, ESG 的披露对股价波动风险的抑制作用越显著。原因在于, 媒体的外部监督与企业内部的 ESG 披露对股价波动风险产生了协同抑制效应。媒体可能倾向于对主动披露 ESG 实践情况的企业进行连续报道和持续跟踪, 并给予更高的关注度, 而企业通过媒体这一外部治理机制将 ESG 表现情况的相关信号传递给外界, 在一定程度上降低企业与外界的“信息壁垒”, 在负面消息传出时产生“舆论效应,” 管理层的投机行为由此受到限制, 降低了股价发生异常波动的概率。

(二) 异质性分析

1. 行业性质异质性分析

我国 2022 年公布的《国民经济行业分类》将行业分为 20 个门类, 本文利用行业分类结果对企业样本进行分类回归, 研究不同行业的 ESG 披露对股价波动风险影响的差异。回归结果(限于篇幅未列示, 备索)显示, 在制造业和信息传输、软件和信息技术服务业的样本中, ESG 披露的估计系数显著为负, 其余行业的系数均不显著。这可能是因为制造行业在样本中占比较高, 导致回归结果与全样本回归有相关性; 最主要的原因可能在于, 制造业作为国民经济的主体, 在“双碳”目标的引领下, 低碳减排逐渐成为当前时代制造型企业承担环境与社会责任、践行环保承诺的出发点。此外, 目前证监会强制要求包括重点排污行业在内的部分企业披露 ESG 相关信息, 有助于制造型企业树立自身形象以吸引各方投资者打通绿色融资渠道、降低投资风险, 进而提升股价稳定性与企业可持续发展能力。信息传输、软件和信息技术服务业的 ESG 回归系数显著为负, 表明该行业 ESG 披露也与股价稳定性相关, 结合实际情况来看, 信息传输类行业本身不存在较大的环境污染问题, 这类行业技术水平较高, 因此可能在社会维度层面的表现与股价稳定之间的相关性较强。符合当下信息安全及隐私、未成年人保护和防沉迷、客户服务和权益逐渐成为互联网行业企业高度关注议题这一实际情况。

表 4 机制作用检验

	(1) <i>CliqueOwnership</i>	(2) <i>CliqueOwnership</i>	(3) <i>NCSKEW</i>	(4) <i>DUVOL</i>
<i>ESG</i>	-0.440 *** (-12.216)	-0.528 *** (-15.155)	-0.922 *** (-4.513)	-0.651 *** (-4.767)
<i>CliqueOwnership</i>			1.482 *** (3.395)	1.148 *** (3.932)
<i>Constant</i>	0.595 *** (53.150)	-1.123 ** (-2.144)	-8.605 *** (-2.817)	-0.480 (-0.235)
<i>Controls</i>	NO	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
N	35952	35952	35952	35952
调整 R ²	0.445	0.495	0.226	0.221

表 5 调节效应检验

	(1) <i>NCSKEW</i>	(2) <i>DUVOL</i>
<i>ESG</i> × <i>Media</i>	-2.233 *** (-3.284)	-0.948 ** (-1.973)
<i>ESG</i>	-0.889 (-0.488)	-2.026 (-1.573)
<i>Media</i>	1.088 *** (2.704)	0.680 ** (2.393)
<i>Constant</i>	-21.361 (-0.744)	3.494 (0.172)
<i>Controls</i>	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
N	35952	35952
调整 R ²	0.565	0.552

2. 信息披露质量异质性分析

当企业信息披露水平较高时,在投资者角度意味着ESG披露也拥有较高的可信度,进而影响其作出相应的判断与决策。借鉴肖土盛等的研究^[36],以深交所对企业的年度信息披露考评得分来衡量企业的信息披露质量,并以此为标准将样本分为两组,由表6可见,在信息披露质量高的企业中,ESG披露的系数分别为-1.070和-0.709,在1%的水平上显著降低股价波动风险,原因可能在于,投资者能及时有效地获取与企业相关的信息,防止由信息不透明导致股票估值偏差的发生,以此维持股价的稳定;而在信息披露质量低的企业中,ESG披露的估计系数不显著或显著性水平较低,这是因为信息披露质量低带来了企业负面舆情风险的累积,相关投资者接收相应的不良信号后,会进一步增加企业未来股票发生崩盘的可能。

3. 地区异质性检验

本文将样本按企业总部所在地分为东部、中部和西部三组进行回归,以检验ESG信息披露对股价波动风险的影响在不同区域的企业中存在的异质性表现。从表7可以看出,与西部地区的企业相比,东部与中部地区的企业ESG披露显著降低了股价波动风险。原因可能在于,与西部地区相比,中部与东部地区经济发展速度较快,发展水平高,该地区的企业可能会面临更加严格的监管环境与措施,面临较强的环境规制,与监管相关的不利信息更容易被披露。此外,东部、中部地区履行ESG责任意识较强,践行绿色低碳可持续发展理念,积极履行企业社会责任,因此中部和东部地区的金融市场对相关信息能保持较高的敏感性,市场对企业负面消息的接受与反馈也更加敏捷。

六、结论性评述

本文选取2009—2022年沪深两市A股上市公司数据,实证分析ESG信息披露对金融市场稳定性的影响及其影响机制,并进行相关异质性检验,得出如下结论:第一,ESG披露与股票价格波动风险呈负相关关系,且在经过一系列稳健性检验后,该结论依然成立。具体而言,基于管理层角度,对披露ESG信息的企业来说,其管理者更有可能以企业的可持续发展为目标作出投资决策,藏匿坏消息的动机减弱,从而规避股价泡沫风险。基于信息不对称角度,ESG披露作为企业内部保持信息透明度的必要条件,会向外部利益相关者释放与企业真实经营情况以及股价相关的可靠信息,在维持股票价格稳定的同时提升企业声誉,防止股价发生波动。第二,影响机制检验表明,机构投资者抱团是ESG披露影响股价波动风险的主要作用路径,即ESG披露通过减少机构投资者抱团,进而降低股价波动风险。具体而言,ESG披露降低了企业隐藏负面消息的可能性,机构投资者不再依赖于互相抱团合作、盲目跟风来获得企业的相关信息并作出相应的投资决策,从而减少了机构投资者抱团这一短期非理性行为。第三,媒体对企业ESG信息的关注在ESG披露对股价波动风险的抑制效应中起到正向调节的作用。媒体的外部

表6 信息披露异质性检验

	信息披露质量高		信息披露质量低	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL
ESG	-1.070 *** (-5.058)	-0.709 *** (-5.007)	-0.903 (-1.612)	-0.639 * (-1.748)
Constant	-1.923 (-0.585)	3.444 (1.564)	-10.175 (-1.512)	-1.306 (-0.297)
Controls	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
N	29689	29689	6263	6263
调整 R ²	0.276	0.266	0.329	0.342

表7 地区异质性检验

	西部地区		中部地区		东部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL
ESG	-0.445 (-0.893)	-0.249 (-0.743)	-1.077 ** (-2.334)	-0.792 ** (-2.564)	-1.167 *** (-5.159)	-0.708 *** (-4.715)
Constant	3.330 (0.487)	2.681 (0.583)	0.920 (0.137)	3.116 (0.691)	-9.584 *** (-2.843)	0.241 (0.108)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4743	4743	5769	5769	25440	25440
调整 R ²	0.254	0.248	0.257	0.255	0.258	0.254

监督与企业内部的 ESG 披露共同形成了协同抑制效应。具体而言,企业通过媒体这一外部治理机制将企业主动履责的良好形象展示给外界,而媒体关注也能在负面消息传出时产生“舆论效应”,限制管理层的投机行为,维持股票价格的稳定。第四,通过异质性分析可以看出,在制造型等行业、信息披露质量较高以及中、东部地区企业中,ESG 披露对股价波动风险的影响更为明显。

基于此,针对上述结论提出以下建议:一是企业应积极主动参与 ESG 信息披露,全面提升信息披露质量,加强 ESG 信息管理的体系化和常态化。企业主动参与披露工作,进一步降低企业风险,实现可持续发展,以响应“双碳”与高质量发展战略;国家及地方政府部门应制定统一的披露标准和指引;监管机构应加强相关监管,通过第三方审验对 ESG 信息可信度与透明度做出保证,提高市场透明度和规范化程度,进而提高披露质量,达到提升市场效率与稳定性目的。二是面对目前企业中存在的机构投资者抱团的问题,企业应致力于创新监管方式、坚持分类监管原则,进一步完善并细化对机构投资者的监督治理,防止由其抱团带来股价的异常波动,从而导致潜在的股价崩盘风险。此外,企业应优化信息传递渠道,提供准确、及时、全面和可靠的信息,降低不对称信息程度,并定期进行评估和改进,防止市场价格偏离真实价值从而导致股价的不稳定与崩盘现象的出现。三是媒体应对企业的 ESG 报告进行综合关注,对企业的 ESG 披露与表现进行报道和分析,挖掘增量信息,从其披露的信息中找到价值点,让公众全面有效地获取有关企业环保和社会责任等方面的高质量信息,以推动资本市场中 ESG 实践与资本市场的健康发展。四是在 ESG 信息的披露中应针对不同企业具体情况采取相关措施。以制造型企业为例,报告应结合整体 ESG 表现、绿色转型、社会责任履责能力,并将绿色理念融入企业商业逻辑,践行可持续发展战略;重视环境相关议题,采取必要行动减少企业碳排放;检视供应链韧性,提升 ESG 管理水平,做好信息披露工作,维持股价稳定。而对于信息披露质量较高和处于中部、东部地区的企业来说,应发挥各自优势,以更加主动的态度来对 ESG 信息进行披露,提升披露质量,避免股价暴跌现象。

参考文献:

- [1]李宏寅.企业数字化转型能抑制股价崩盘风险吗? [J].财经论丛,2023(7):58–67.
- [2]侯东德,韦雅君.上市公司 ESG 信息披露框架的构建——基于新发展理念的视角[J].财经法学,2023(5):3–17.
- [3]黄珺,汪玉荷,韩菲菲,等.ESG 信息披露:内涵辨析、评价方法与作用机制[J].外国经济与管理,2023(6):3–18.
- [4]Serafeim G, Yoon A. Stock price reactions to ESG news: The role of ESG ratings and disagreement[J]. Review of Accounting Studies, 2023,28(3):1500–1530.
- [5]车德欣,杜卉,汤子隆.利率市场化改革的上市公司股价稳定效应——基于股价崩盘风险视角[J].金融经济学研究,2023(6):128–142.
- [6]谢获宝,郭汝婷.政府控制链监管、信息生产与股价崩盘风险[J].经济管理,2023(3):125–147.
- [7]李增泉,叶青,贺卉.企业关联、信息透明度与股价特征[J].会计研究,2011(1):44–51.
- [8]王化成,曹丰,叶康涛.监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J].管理世界,2015(2):45–57.
- [9]江轩宇,许年行.企业过度投资与股价崩盘风险[J].金融研究,2015(8):141–158.
- [10]唐勇军,马文超,夏丽.环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据[J].会计研究,2021(7):69–84.
- [11]Farooq O. Financial centers and the relationship between ESG disclosure and firm performance evidence from an emerging market [J]. Journal of Applied Business Research, ,2015,31(4):1239 – 1244.
- [12]宋献中,胡珺,李四海.社会责任信息披露与股价崩盘风险——基于信息效应与声誉保险效应的路径分析[J].金融研究,2017(4):161 – 175.
- [13]何诚颖,刘明晗,赵松慧,等.ESG 评级、机构投资者持股比例与股价崩盘风险[J].金融论坛,2023(8):47 – 58.
- [14]席龙胜,王岩.企业 ESG 信息披露与股价崩盘风险[J].经济问题,2022(8):57 – 64.
- [15]Beyer A,Cohen D A,Lys T Z,et al. The financial reporting environment:Review of the recent literature[J]. Journal of Accounting and Economics,2010,50(2 – 3):296 – 343.

- [16] Crane A D, Koch A, Michenaud S. Institutional investor cliques and governance [R]. SSRN Working Paper. 2017.
- [17] 张俊瑞,仇萌,张志超. 机构投资者抱团与公司前瞻性信息披露[J]. 统计与信息论坛,2023(5):53-66.
- [18] Pound J. The information effects of takeover bids and resistance[J]. Journal of Financial Economics,1988,22(2):207-227.
- [19] 许年行,于上尧,伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J]. 管理世界,2013(7):31-43.
- [20] 陈作华,郭春萌,葛锐. 机构投资者退出威胁如何促进金融市场稳定? ——基于股价崩盘风险视角[J]. 证券市场导报,2023(12):54-67.
- [21] 吴晓晖,郭晓冬,乔政. 机构投资者抱团与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济,2019(2):117-135.
- [22] 陈新春,刘阳,罗荣华. 机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗? ——基金信息网络与极端市场风险[J]. 金融研究,2017(7):140-155.
- [23] 郭棣楠,贺一凡,牛建业. 内部控制、网络媒体报道与企业 ESG 表现[J]. 管理学刊,2023(3):103-119.
- [24] 肖浩,孔爱国. 融资融券对股价特质性波动的影响机理研究[J]. 管理世界,2014(8):30-43.
- [25] 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.
- [26] Dyck A, Zingales V L. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. The Journal of Finance,2008,63(3):1093-1135.
- [27] 晓芳,兰凤云,施雯,等. 上市公司的 ESG 评级会影响审计收费吗? ——基于 ESG 评级事件的准自然实验[J]. 审计研究,2021(3):41-50.
- [28] 王彩萍,黄建烨,黄志宏,等. 国有资本参股与民营企业金融风险防范——股价崩盘风险视角的实证研究[J]. 经济管理,2022(8):60-75.
- [29] 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.
- [30] 胡洁,于宪荣,韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究,2023(7):90-111.
- [31] 黄炜,任超宇,周羿. 退休制度、劳动供给与收入消费动态[J]. 经济研究,2023(1):141-157.
- [32] 谢德仁,郑登津,崔宸瑜. 控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗? ——基于股价崩盘风险视角的研究[J]. 管理世界,2016(5):128-140.
- [33] Chaisemartin C D, D' Haultfoeuille X. To-Way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review,2020,110(9):2964-2996.
- [34] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [35] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [36] 肖土盛,宋顺林,李路. 信息披露质量与股价崩盘风险:分析师预测的中介作用[J]. 财经研究,2017(2):110-121.

[责任编辑:高 婷]

Can ESG Information Disclosure Inhibit the Risk of Stock Price Volatility?

WU Chengsong, CHEN Wei

(School of Business, Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: Based on the sample data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2009 to 2022, the multi-time point difference-in-difference method is used to explore the impact of ESG information disclosure on the risk of stock price volatility. Through empirical research, it is found that ESG information disclosure inhibits the risk of stock price fluctuation, which is still valid after a series of robustness tests. The results of the mechanism test show that ESG disclosure mainly suppresses stock price volatility by reducing institutional investor cohesion. Further analysis shows that external media attention strengthens the risk reduction effect of ESG information disclosure. The heterogeneity test shows that ESG disclosure has a stronger inhibitory effect on stock price volatility risk in specific industries such as manufacturing, high quality of information disclosure, and enterprises in the central and eastern regions. This study provides a new perspective for exploring the economic consequences of ESG information disclosure in theory, and provides some empirical evidence for the development and stability of capital market and risk prevention in practice.

Key Words: ESG information disclosure; stock price volatility risk; institutional investors group together; media attention; financial market stability; risk prevention; multi-time point difference-in-difference