

企业 ESG 信息披露与股价波动性

何 玲

(安徽大学 商学院, 合肥 230601)

摘要:随着高质量发展和“双碳”实践的深入, ESG 信息披露对股票市场乃至整个资本市场的健康稳定至关重要。文章以 2009—2021 年中国资本市场 A 股上市公司年度数据为样本, 实证检验 ESG 信息披露对股价波动性的影响及其作用机理。结果表明: (1) ESG 信息披露显著降低了股价波动性; (2) ESG 信息披露通过信息效应、内部治理效应和外部声誉效应降低股价波动性, 即 ESG 信息披露通过提高信息透明度、内部控制质量和机构投资者持股比例抑制股价波动性; (3) 在市场环境和法治环境较好的地区, ESG 信息披露对股价波动性的抑制作用更显著; (4) ESG 信息披露对股价波动性的抑制作用有助于企业高质量发展。

关键词: ESG 信息披露; 股价波动性; 信息效应; 内部治理效应; 外部声誉效应

中图分类号: F832.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-349X(2023)06-0057-14

DOI: 10.16160/j.cnki.tsxyxb.2023.06.012

Corporate ESG Disclosure and Stock Price Volatility

HE Ling

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

Abstract: With the deepening of high-quality development and “double carbon” practice, ESG information disclosure becomes crucial to the health and stability of the stock market and the capital market as a whole. Therefore, this paper empirically examines the impact of ESG information disclosure on stock price volatility and its mechanism with the annual data of A-share listed companies in China’s capital market from 2009 to 2021 as samples. The results show that: (1) ESG information disclosure has significantly reduced stock price volatility; (2) ESG information disclosure reduces stock price volatility by information effect, internal governance effect and external reputation effect, meaning that ESG information disclosure suppresses stock price volatility by increasing information transparency, the quality of internal control and the shareholding ratio of institutional investors; (3) In areas with favorable market and legal environment, the ESG information disclosure has a more significant inhibiting effect on share price volatility; (4) The inhibiting effect of ESG information disclosure on stock price volatility contributes to high-quality corporate development.

Key Words: ESG disclosure; stock price volatility; information effect; internal governance effect; external reputation effect

基金项目: 国家社科基金项目(22CGL009)

作者简介: 何玲(1998—), 女, 安徽马鞍山人, 硕士研究生, 研究方向为财务会计与公司治理。

0 引言

党的二十大报告指出,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”,而构建高水平社会主义市场经济体制是推动高质量发展的重要着力点之一,为此,保持资本市场有效稳定至关重要。长久以来,国内外众多研究发现,中国股票市场的价格波动性偏高^[1-2],这不仅有损上市公司和投资者的利益,而且不利于市场资源的优化配置及股市功能的有效发挥,最终阻碍国家的经济发展,减缓构建社会主义现代化国家的进程。因此,有关股价波动的影响因素及防范措施研究一直为学术界的研究热点。

现有学者主要从利益相关者、宏观环境和信息三个方向展开对股价波动影响因素的研究。其中,利益相关者方向主要包括机构投资者持股^[3]、债务人诉讼^[4]和分析师关注度^[5];宏观环境方向主要包括系统风险冲击^[6]和涨跌停股市交易制度^[7];而信息方向是最受学者关注的,因为它是引起股票价格发生变化的核心因素,主要包括媒体报道、公司公告、信息数量、公司透明度和信息披露水平。韩燕等^[8]研究发现,上市公司的信息数量多能够降低股价波动,且新闻报道和公司公告这两种信息形态对不同规模公司股价波动性的抑制效果存在异质性。辛清泉等^[9]和李金甜等^[10]的研究则发现,公司透明度和信息披露水平与股价波动性存在负相关关系,且随着股价稳定性的提高,信息透明度与股价同步性的正相关性会增强。

但是,现有文献关于信息对股价波动性的研究尚存有不足之处,鲜有学者关注 ESG 信息披露对股价波动性的作用效果。ESG 信息披露是涵盖环境保护、社会责任履行和公司治理等非财务信息的披露方式,高度契合了高质量发展目标和“双碳”目标的理念。目前国内有关 ESG 信息披露的经济后果研究主要聚焦于其对绿色创新^[11-12]和融资成本^[13-14]的影响,而随着政策和市场的积极推动,我国 ESG 信息披露质量逐渐提高,其对股票价格的影响也愈发明显^[15]。披露 ESG 信息有助于投资者充分掌握企业真实的发展状况,显著缓解企业的融资

约束^[13],提高股价稳定性,最终赋能股市乃至资本市场健康发展。目前虽然有少数学者研究了 ESG 信息披露对股价崩盘的影响^[15-16]以及 ESG 表现与股价波动性的关系^[17-18],但仍然是不全面的。一方面,股票价格有多种波动形态,股价崩盘只是股价无限下跌的结果;另一方面,ESG 表现和 ESG 信息披露是 ESG 实践中的两个不同概念,明确区分二者有利于厘清 ESG 信息披露的具体作用机制,减少企业“漂绿”行为的发生^[19]。鉴于此,本文选用 2009—2021 年中国资本市场 A 股上市公司数据为研究样本,实证检验 ESG 信息披露对股价波动的影响及其作用机制。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:一是从股价波动性的视角探析 ESG 信息披露的经济后果,为 ESG 信息披露促进高质量发展的观点提供了经验证据支持,拓展 ESG 信息披露经济后果的研究;二是将股价波动性的影响因素延伸至企业 ESG 信息披露层面,将 ESG 相关内容与资本市场健康发展目标协调一致,丰富股价波动性影响因素的研究;三是从理论角度分析 ESG 信息披露抑制股价波动性的作用机制,即 ESG 信息披露可通过信息效应、内部治理效应与外部声誉效应影响股价波动性,同时将市场环境和法治环境等情境因素纳入分析框架,使研究结果更贴合现实情境,为企业和投资者决策提供理论依据。

1 理论分析与研究假设

首先,从 ESG 环境信息披露来看,它反映了企业满足环境规制合法性和行业规范性要求的情况。在当前“绿色”发展理念的指引下,生态文明建设已提高至国家整体发展战略高度,企业披露 ESG 环境信息能够向市场传递自身重视绿色可持续发展的信号,树立良好的社会形象,提高声誉资本积累,这有助于增加投资者信心、平抑投资者的不安情绪,从而对股价异常波动产生抑制作用^[20-21]。其次,从 ESG 社会责任信息披露来看,它反映了企业在追求盈利的同时积极承担社会责任及于提高各方利益相关者综合价值方面的努力。企业披露 ESG 社

会责任信息能够向消费者传递积极信息,增强财务绩效^[22],而较高的盈利能力有助于投资者更准确地预测企业未来现金流等财务状况,降低非预期信息对股价的冲击^[23]。最后,从ESG公司治理信息披露来看,它反映了企业具有良好的治理机制和完善的管理体系。ESG公司治理信息包括利润分配、贿赂和腐败等信息,积极披露ESG公司治理信息一方面能够缓解代理问题,有效杜绝管理者的机会主义行为,另一方面能够缓解信息不透明问题,减少融资成本,从而促进企业可持续发展,降低股价波动性^[19]。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H1:企业ESG信息披露能够显著抑制股价波动性。

具体来说,本文认为企业的ESG信息披露通过信息效应、内部治理效应和外部声誉效应抑制股价的波动性。

1.1 信息效应

有效市场假说认为,当股票市场有效时,股票价格可以充分迅速地反映一切可能影响其变动的因素。该假说支持信息决定股票价格定论^[24]。ESG信息作为重要的非财务信息,其充分披露可以让外界获取更多的信息数量^[8],掌握更多承载企业基本面情况的特质信息,促进股票价格的稳定^[25]。其中,债权人和投资者知晓更多的ESG信息说明企业的信息透明度增加,可有效抑制股价的波动性。基于信息不对称理论,一方面,ESG信息披露有助于债权人了解企业真实的经营决策,降低投资者面临的财务违约风险,从而减少企业的融资成本,促进创新能力等核心竞争优势的发展;另一方面,披露更多的ESG信息有助于投资者准确估计企业股票的期望收益和风险,增加理性投资,从而避免股票价格的急涨急跌^[26]。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H2:在信息效应影响下,企业ESG信息披露通过提高信息透明度抑制股价波动性。

1.2 内部治理效应

基于委托代理理论,ESG信息披露企业通常会受到外界更多的关注和监督,这种强烈的

外部压力削弱了管理者的盈余操纵动机,进而减少其机会主义行为,督促其完善企业内部控制机制;同时,ESG信息披露也能够提高管理者与股东所交流信息的透明度,进而降低代理成本,充分发挥股东的监督职能,使得管理者和员工勤勉尽责^[27]。随着内部控制质量的提高,会计稳健性增强,投融资机会增多,企业隐藏重大信息的倾向降低,股价发生异常波动的概率也会随之减小^[28]。此外,基于信号理论,投资者往往更愿意投资内部控制健全且具有发展前景的企业^[22],因为良好的内部控制可以全面提升企业价值和抗风险能力,增强其面对市场动荡和各种未知因素时的风险对冲能力,进而削弱外界冲击的影响,缓和股价的波动^[29]。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H3:在内部治理效应影响下,企业ESG信息披露通过提高内部控制质量抑制股价波动性。

1.3 外部声誉效应

基于声誉理论,ESG信息披露作为一种印象管理工具,彰显了企业在环境保护、社会责任和公司治理方面作出的努力,向外界释放出绿色健康发展的积极信号,提高了企业声誉^[30-31]。良好的声誉不仅有助于提升企业财务绩效和融资能力,还有利于在出现危机时控制经营风险^[19],这充分符合机构投资者的“利好”心理需求,从而使得机构投资者持股比例增加。因此,机构投资者往往对承担ESG责任的企业具有持股偏好。而机构投资者作为资本市场中具有信息优势的“领头羊”,其持股行为是散户的投资风向标^[32],如果机构投资者持股比例增加,散户的投资行为和投资情绪会相对稳定,股票市场的价格波动也会趋于平缓。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H4:在外部声誉效应影响下,企业ESG信息披露通过提高机构投资者持股比例抑制股价波动性。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

为验证前文假设,本文剔除主要变量缺失、被特殊处理以及金融类数据后,以2009—2021

年中国资本市场 3 899 家 A 股上市公司的 29 539 个公司-年度数据为样本进行实证检验。同时为规避极端值的影响,本文对所有连续变量进行了上下 1% 水平的缩尾处理。ESG 信息披露数据来自 WIND 数据库,内部控制质量数据来自 DIB 数据库,其他数据均来自 CSMAR 数据库,数据分析软件为 Stata 16。

2.2 变量定义

2.2.1 ESG 信息披露

参考席龙胜和王岩^[15]的做法,本文选取上海华证 ESG 评级体系指数来衡量企业的 ESG 信息披露情况,以符合本土化国情和资本市场的特点。华证 ESG 综合评价分为 C,CC,CCC,B,BB,BBB,A,AA,AAA 九个等级,依次赋值为 1 到 9,以此作为 ESG 信息披露评分 $EsgHz$ 。 $EsgHz$ 数值越大,表明企业 ESG 信息披露质量越高。

2.2.2 股价波动性

参考辛清泉等^[9]的做法,本文以个股回报

方差来衡量中国资本市场 A 股上市公司的股价波动性。其中, Var_adj 由剔除市场整体回报影响后的个股回报数据计算得来,所以其只反映异质性的个股回报波动性; Var_raw 由个股原始回报数据计算得来,以进行额外测试。 Var_adj 和 Var_raw 指标越大,说明股价波动性越强。

2.2.3 控制变量

根据以往研究^[8,33],本文将以下可能影响股价波动性的变量纳入控制变量组(CVs):账面市值比(Bm)、董事会规模($Board$)、现金流量比($Cashflow$)、月均超额换手率($Dturn$)、企业成长性($Growth$)、资产负债率(Lev)、企业上市年限($ListAge$)、资产收益率(Roa)、企业规模($Size$)、产权性质(Soe)、托宾 Q 值($TobinQ$)、股权集中度($Top1$)。此外,本文还控制了年度和行业固定效应。具体变量名称及定义如表 1 所示。

表 1 变量名称及定义

变量	变量名称	符号	变量定义
解释变量	ESG 信息披露	$EsgHz$	华证 ESG 评级,赋值 1—9
被解释变量	股价波动性	Var_adj, Var_raw	个股回报方差
控制变量	账面市值比	Bm	账面价值/总市值
	董事会规模	$Board$	ln(董事会人数)
	现金流量比	$Cashflow$	经营活动现金流量净额/总资产
	月均超额换手率	$Dturn$	当年月均股票换手率—上年月均股票换手率
	企业成长性	$Growth$	(当年营业收入—上年营业收入)/上年营业收入
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	企业上市年限	$ListAge$	ln(当年年份—上市年份+1)
	资产收益率	Roa	净利润/总资产
	企业规模	$Size$	ln(公司员工总数)
	产权性质	Soe	虚拟变量,国企为 1,否则为 0
	托宾 Q 值	$TobinQ$	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	股权集中度	$Top1$	第一大股东持股数量/总股数

2.3 研究模型

为了验证假设 H1,参照彭旋和张昊^[23]的做法,本文构建以下模型来检验 ESG 信息披露与股价波动性之间的关系:

$$Var_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EsgHz_{i,t} + \alpha_2 CVs_{i,t} + \alpha_3 \sum Industry + \alpha_4 \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中,下标 i 为样本企业, t 为年份,被解释变量 $Var_{i,t}$ 和解释变量 $EsgHz_{i,t}$ 分别表示第 i 家企

业第 t 年的股价波动性及 ESG 信息披露情况,且 Var 由 Var_adj 和 Var_raw 表示,变量组 CVs 包括上述所列的全部控制变量, $Industry$ 和 $Year$ 分别表示行业 and 年度效应, ϵ 为误差项, α_i 为系数。

本文将使用多元 OLS 回归方法对模型(1)进行估计,若回归结果中, α_1 系数显著为负,则说明企业 ESG 信息披露能够有效抑制股价波动性,假设 H1 成立。

3 实证分析

3.1 描述性统计分析

表 2Panel A 列示了主要变量描述性统计结果。结果显示,股价波动性 Var_adj 和 Var_raw 的均值分别为 1.226 和 1.789,都高于其中位数,说明样本企业的股价波动性整体偏高,与现有研究结果基本一致。ESG 信息披露 $Esghz$ 的均值为 6.518,说明样本企业 ESG 信息披露整体处于较好水平,但是 $Esghz$ 的最小值与最大值相差较大,表明各企业 ESG 信息披露水平具有较大的差异性。其他控制变量的统计结果与已有文献基本一致,均在合理范围内。

表 2Panel B 列示了主要变量的 Pearson 相关系数。结果显示, Var_adj 和 Var_raw 之间的相关系数在 1% 水平上显著正相关,说明二者

之间可以相互替代衡量; Var_adj , Var_raw 与 $Esghz$ 的相关系数分别为 -0.162 和 -0.123 ,均在 1% 水平上显著负相关,该结论初步验证假设 H1 成立。

表 2Panel C 列示了单变量均值检验结果。本文以 $Esghz$ 中位数为界,将 $Esghz > 6$ 的子样本定义为 ESG 信息披露较好企业,将 $Esghz \leq 6$ 的子样本定义为 ESG 信息披露较差企业。结果显示,ESG 信息披露较好企业与 ESG 信息披露较差企业的股价波动性 Var_adj 和 Var_raw 均值差异都在 1% 水平上显著为负,这表明在不考虑其他因素的情况下,ESG 信息披露良好的企业更能够抑制股价的波动性,这进一步支持了假设 H1,但结论的证实还需由相关影响因素得到控制的多元回归结果来支持。

表 2 描述性统计

Panel A 主要变量描述性统计结果								
变量	观测值	均值	标准差	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值
<i>Var_adj</i>	29 539	1.226	0.713	0.216	0.707	1.069	1.566	3.744
<i>Var_raw</i>	29 539	1.789	1.125	0.368	1.055	1.500	2.129	6.058
<i>Esghz</i>	29 539	6.518	1.076	4.000	6.000	6.000	7.000	9.000
<i>Bm</i>	29 539	1.030	1.122	0.099	0.388	0.669	1.192	6.946
<i>Board</i>	29 539	2.129	0.200	1.609	1.946	2.197	2.197	2.708
<i>Cashflow</i>	29 539	0.048	0.069	−0.154	0.009	0.046	0.088	0.243
<i>Dturn</i>	29 539	−0.132	0.517	−2.224	−0.286	−0.044	0.120	1.023
<i>Growth</i>	29 539	0.181	0.407	−0.543	−0.016	0.116	0.281	2.559
<i>Lev</i>	29 539	0.430	0.203	0.057	0.269	0.425	0.582	0.881
<i>ListAge</i>	29 539	2.159	0.757	0.693	1.609	2.303	2.833	3.296
<i>Roa</i>	29 539	0.042	0.060	−0.206	0.015	0.039	0.071	0.216
<i>Size</i>	29 539	6.522	1.673	2.197	5.557	6.675	7.624	10.472
<i>Soe</i>	29 539	0.357	0.479	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>TobinQ</i>	29 539	2.095	1.341	0.864	1.262	1.662	2.400	8.612
<i>Top1</i>	29 539	0.344	0.148	0.086	0.228	0.321	0.444	0.746
Panel B 主要变量 Pearson 相关系数								
变量	<i>Var_adj</i>		<i>Var_raw</i>		<i>Esghz</i>			
<i>Var_adj</i>	1.000							
<i>Var_raw</i>	0.847***		1.000					
<i>Esghz</i>	−0.162***		−0.123***		1.000			
Panel C 单变量均值检验结果								
变量	<i>Esghz</i> > 6		<i>Esghz</i> ≤ 6		差异检验			
	(ESG 信息披露较好子样本)		(ESG 信息披露较差子样本)					
	样本量	均值	样本量	均值	均值差异	<i>t</i> 值		
<i>Var_adj</i>	12 621	1.136	16 918	1.294	−0.158	−19.045***		
<i>Var_raw</i>	12 621	1.674	16 918	1.875	−0.201	−15.279***		

注:*** 表示在 1% 水平上显著

3.2 基准回归分析

表 3 列示了模型(1)的 OLS 回归结果。列(1)和列(2)仅控制了行业和年度效应, Esg_{it} 对 Var_adj 和 Var_raw 的回归系数分别为 -0.105 和 -0.128 , 均在 1% 水平上显著为负。为防止其他潜在因素可能对回归结果产生干扰, 本文加入控制变量组 CVs 后再次进行回归。回归结果如列

(3) 和列(4)所示, 其中 Esg_{it} 对 Var_adj 的回归系数为 -0.044 , 虽然较之列(1)有所下降, 但仍通过了 1% 的统计水平检验, 该回归系数表明企业 ESG 信息披露每提高 1%, 其股价波动性降低 0.044%。 Esg_{it} 对 Var_raw 的回归结果类同, 不再赘述。基准回归检验结果说明企业 ESG 信息披露能够显著抑制股价波动性, 假设 H1 得到证实。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Var_adj	Var_raw	Var_adj	Var_raw
Esg_{it}	-0.105^{***} (-30.304)	-0.128^{***} (-30.438)	-0.044^{***} (-13.373)	-0.055^{***} (-13.798)
Bm			-0.100^{***} (-24.038)	-0.107^{***} (-21.979)
$Board$			-0.078^{***} (-4.596)	-0.130^{***} (-6.344)
$Cashflow$			-0.142^{***} (-2.670)	-0.304^{***} (-4.696)
$Dturn$			0.279^{***} (30.631)	0.373^{***} (33.336)
$Growth$			0.111^{***} (12.113)	0.142^{***} (12.273)
Lev			0.525^{***} (23.449)	0.480^{***} (17.775)
$ListAge$			-0.180^{***} (-31.027)	-0.271^{***} (-38.621)
Roa			-1.465^{***} (-19.473)	-1.611^{***} (-17.422)
$Size$			-0.035^{***} (-15.690)	-0.033^{***} (-12.409)
Soe			0.015^{*} (1.936)	0.035^{***} (3.683)
$TobinQ$			0.120^{***} (35.620)	0.134^{***} (30.182)
$Top1$			0.007 (0.298)	-0.149^{***} (-5.439)
$_cons$	2.008^{***} (52.588)	2.768^{***} (62.977)	1.868^{***} (35.641)	2.869^{***} (46.439)
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	29 539	29 539	29 539	29 539
$adj. R-sq$	0.310	0.595	0.435	0.668

注: *, **, *** 分别代表在 10%, 5% 和 1% 水平上显著; 括号内为采用 Robust 异方差修正的 t 值, 以下各表同

3.3 影响机制检验

前文实证结果证实了企业积极披露 ESG

信息能够显著抑制股价的波动性, 那么这一现象背后的深层原因是什么呢? 结合前文理论分

析,本文假设 H2 至 H4 认为,ESG 信息披露通过提高信息透明度、内部控制质量和机构投资者持股比例抑制股价波动性。本文下面通过实证检验这三个假设是否成立。

3.3.1 ESG 信息披露、信息透明度和股价波动性

借鉴辛清泉等^[9]的做法,本文使用透明度综合指标 *Trans* 来衡量信息透明度,该指标等于是否聘请四大审计、分析师跟踪人数、盈余预测准确性、深交所信息披露考评指数及盈余质量五个样本的百分等级平均值。*Trans* 值越大,表明企业信息透明度越高。基于模型(1)的研究结论,本文借鉴温忠麟等^[34]的中介效应检验程序,进一步构建模型(2)和(3)来验证信息透明度的作用路径:

$$Trans_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Esghz_{i,t} + \gamma_2 CVs_{i,t} + \gamma_3 \sum Industry + \gamma_4 \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Var_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 Esghz_{i,t} + \mu_2 Trans_{i,t} + \mu_3 CVs_{i,t} + \mu_4 \sum Industry + \mu_5 \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

信息透明度中介效应的检验结果如表 4Panel A 所示。列(1)报告了 ESG 信息披露 *Esghz* 对信息透明度 *Trans* 的回归结果,*Esghz* 系数为 0.033,在 1% 水平上显著为正,说明 ESG 信息的充分披露能够提高企业的信息透明度。列(2)和列(3)报告了同时纳入信息披露 *Esghz*, *Trans* 和 *Var* 后的回归结果,*Trans* 对 *Var_adj* 及 *Var_raw* 的回归系数均在 1% 水平上显著为负;*Esghz* 对 *Var_adj* 和 *Var_raw* 的回归系数分别为 -0.037 和 -0.047,在 1% 水平上显著为负,且其绝对值分别小于表 3 列(3)、列(4)所报告的 *Esghz* 回归系数绝对值,这表明信息透明度在 ESG 信息披露与股价波动性之间发挥了部分中介效应。Sobel 检验结果 ($Z = -10.400, -9.006$) 和 Bootstrap 检验结果 (95% 置信区间不含 0) 进一步支持了信息透明度部分中介效应检验结果的稳定性。即在信息效应影响下,企业披露 ESG 信息能够增加信息透明度,进而抑制股价的波动性,假设 H2 成立。

3.3.2 ESG 信息披露、内部控制质量和股价波动性

本文使用 DIB 数据库发布的内部控制指数的对数值 *IC* 来衡量内部控制质量。与信息透明度中介效应的检验方法相同,本文构建模型(4)和(5)来验证内部控制质量的作用路径:

$$IC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Esghz_{i,t} + \gamma_2 CVs_{i,t} + \gamma_3 \sum Industry + \gamma_4 \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Var_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 Esghz_{i,t} + \mu_2 IC_{i,t} + \mu_3 CVs_{i,t} + \mu_4 \sum Industry + \mu_5 \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

内部控制质量中介效应的检验结果如表 4Panel B 所示。列(1)报告了 *Esghz* 对 *IC* 的回归系数为 0.022,在 1% 水平上显著为正,说明 ESG 信息披露有助于内部控制质量的提高。列(2)和列(3)报告了同时纳入 *Esghz*, *IC* 和 *Var* 后的回归结果,*IC* 对 *Var_adj* 及 *Var_raw* 的回归系数均在 1% 水平上显著为负;*Esghz* 对 *Var_adj* 和 *Var_raw* 的回归系数分别为 -0.041 和 -0.053,在 1% 水平上显著为负,且其绝对值分别小于表 3 列(3)、列(4)所报告的 *Esghz* 回归系数绝对值,表明内部控制质量在 ESG 信息披露抑制股价波动性时发挥了部分中介效应。Sobel 检验结果 ($Z = -5.450, -2.323$) 和 Bootstrap 检验结果 (95% 置信区间不含 0) 进一步支持了该中介效应检验结果的稳定性。即在内部治理效应影响下,ESG 信息披露通过提高内部控制质量抑制股价波动性,假设 H3 成立。

3.3.3 ESG 信息披露、机构投资者持股比例和股价波动性

本文使用机构投资者持股总数占流通股本的比例 *Inst* 来衡量机构投资者持股比例。与信息透明度和内部控制质量中介效应的检验方法相同,本文构建模型(6)和(7)来验证机构投资者持股比例的作用路径:

$$Inst_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Esghz_{i,t} + \gamma_2 CVs_{i,t} + \gamma_3 \sum Industry + \gamma_4 \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Var_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 Esghz_{i,t} + \mu_2 Inst_{i,t} + \mu_3 CVs_{i,t} + \mu_4 \sum Industry + \mu_5 \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

机构投资者持股比例中介效应的检验结果如表 4 Panel C 所示,列(1)报告了 $Esghz$ 与 $Inst$ 的回归系数在 1% 水平上显著为正,说明 ESG 信息披露有助于机构投资者持股比例的上升。

表 4 影响机制检验结果

Panel A ESG 信息披露、信息透明度和股价波动性			
变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Trans</i>	<i>Var_adj</i>	<i>Var_raw</i>
<i>Esghz</i>	0.033*** (34.315)	-0.037*** (-11.112)	-0.047*** (-11.842)
<i>Trans</i>		-0.222*** (-10.301)	-0.230*** (-8.793)
<i>_cons</i>	-0.263*** (-18.132)	1.810*** (34.478)	2.809*** (45.357)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29 539	29 539	29 539
<i>adj. R-sq</i>	0.325	0.437	0.669
Panel B ESG 信息披露、内部控制质量和股价波动性			
变量	(1)	(2)	(3)
	<i>IC</i>	<i>Var_adj</i>	<i>Var_raw</i>
<i>Esghz</i>	0.022*** (25.352)	-0.041*** (-12.403)	-0.053*** (-13.333)
<i>IC</i>		-0.142*** (-5.017)	-0.072** (-2.137)
<i>_cons</i>	6.300*** (476.394)	2.764*** (14.787)	3.325*** (14.883)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29 539	29 539	29 539
<i>adj. R-sq</i>	0.248	0.436	0.668
Panel C ESG 信息披露、机构投资者持股比例和股价波动性			
变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Inst</i>	<i>Var_adj</i>	<i>Var_raw</i>
<i>Esghz</i>	0.018*** (16.956)	-0.042*** (-12.779)	-0.051*** (-12.923)
<i>Inst</i>		-0.105*** (-6.089)	-0.190*** (-9.001)
<i>_cons</i>	-0.628*** (-37.049)	1.802*** (33.696)	2.750*** (43.603)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29 539	29 539	29 539
<i>adj. R-sq</i>	0.360	0.436	0.669

注: *CVs* 是上文列示的控制变量组,限于篇幅,控制变量的结果未报告,若读者需要可提供,以下各表同

列(2)和列(3)报告了同时纳入 $Esghz$, $Inst$ 和 Var 后的回归结果, $Inst$ 对 Var_adj 及 Var_raw 的回归系数均在 1% 水平上显著为负; $Esghz$ 对 Var_adj 和 Var_raw 的回归系数分别为 -0.042 和 -0.051, 在 1% 水平上显著为负, 且其绝对值分别小于表 3 列(3)、列(4)所报告的 $Esghz$ 回归系数绝对值, 表明机构投资者持股比例在 ESG 信息披露与股价波动性之间存在部分中介效应。Sobel 检验结果 ($Z = -5.830$, -8.090) 和 Bootstrap 检验结果 (95% 置信区间不含 0) 进一步支持了该中介效应检验结果的稳定性。即在外部声誉效应影响下, ESG 信息披露通过提高机构投资者持股比例抑制股价波动性, 假设 H4 成立。

4 稳健性检验

上文证实了企业 ESG 信息披露能够抑制股价波动性, 为保证结论的稳健性, 本文采用以下四种方法进行稳健性检验。

4.1 平稳性检验

为防止非平稳数据引起的伪回归问题, 参考方先明和冯翔宇^[35]的做法, 本文采用 ADF 法 (Augmented Dickey-Fuller Testing) 和 PP 法 (Phillips-Perron Testing) 对被解释变量 Var_adj , Var_raw 及解释变量 $Esghz$ 进行平稳性检验。检验结果如表 5 Panel A 所示, Var_adj , Var_raw 及 $Esghz$ 的 p 值均在 1% 水平上显著, 拒绝了其存在单位根的原假设, 即 ESG 信息披露与股价波动性均为平稳数据, 二者之间存在长期稳定的关系。因此, 上文模型 (1) 的 OLS 回归结果具有真实性。

4.2 工具变量法

为解决隐含的反向因果等内生性问题, 参考李慧云等^[12]的做法, 本文选取同行业同年度其他上市公司 ESG 信息披露评分均值 $Esghz_ind$ 和是否聘请四大审计 $Big4$ 作为工具变量, 进行两阶段最小二乘法估计。同行业同年度其他企业的 ESG 信息披露情况势必会影响本企业的 ESG 信息披露, 但不会影响本企业的股价波动性; 四大审计重视企业的 ESG 信息披露情况, 是否聘请四大审计会影响企业 ESG 信息披露, 但影响

表 5 稳健性检验结果

Panel A 平稳性检验						
变量	检验形式(C, T, K)	p 值		结论		
		ADF 法	PP 法			
Var_adj	(C, T, 1)	0.000	0.000	平稳***		
Var_raw	(C, T, 1)	0.000	0.000	平稳***		
Esghz	(C, T, 1)	0.000	0.000	平稳***		
Panel B 工具变量法和双向固定效应模型						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)		
	Var_adj (工具变量法第二阶段)	Var_raw	Var_adj (双向固定效应模型)	Var_raw		
Esghz	− 0.212*** (− 6.306)	− 0.349*** (− 8.097)	− 0.036*** (− 6.935)	− 0.035*** (− 5.852)		
_cons	2.611*** (16.643)	4.169*** (20.803)	1.730*** (17.776)	2.571*** (22.137)		
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes		
Industry	Yes	Yes	No	No		
Year	Yes	Yes	Yes	Yes		
Firm	No	No	Yes	Yes		
N	29 530	29 530	29 539	29 539		
adj. R-sq	0.384	0.605	0.430	0.721		
Kleibergen-Paap rk LM	257.778***	257.778***				
Kleibergen-Paap rk Wald F	144.567	144.567				
Panel C-1 更换解释变量						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)		
	Var_adj	Var_adj	Var_raw	Var_raw		
Esghz1	− 0.067*** (− 9.654)		− 0.078*** (− 9.373)			
Esghz2		− 0.067*** (− 9.654)		− 0.078*** (− 9.373)		
_cons	1.773*** (34.545)	1.638*** (32.567)	2.743*** (45.411)	2.587*** (43.720)		
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes		
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes		
Year	Yes	Yes	Yes	Yes		
N	29 539	29 539	29 539	29 539		
adj. R-sq	0.433	0.433	0.667	0.667		
Panel C-2 ESG 子维度检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Var_adj	Var_adj	Var_adj	Var_raw	Var_raw	Var_raw
Env	− 0.018*** (− 6.076)			− 0.025*** (− 7.341)		
Soc		− 0.019*** (− 9.799)			− 0.021*** (− 9.035)	
Gov			− 0.033*** (− 11.435)			− 0.036*** (− 10.493)
_cons	1.689*** (33.551)	1.678*** (33.433)	1.926*** (34.637)	2.650*** (44.802)	2.633*** (44.595)	2.906*** (44.336)

续表 5

Panel C-2 ESG 子维度检验						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Var_adj</i>	<i>Var_adj</i>	<i>Var_adj</i>	<i>Var_raw</i>	<i>Var_raw</i>	<i>Var_raw</i>
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29 539	29 539	29 539	29 539	29 539	29 539
<i>adj. R-sq</i>	0.432	0.434	0.435	0.666	0.667	0.667

注:检验形式(C,T,K)分别表示 ADF 检验式中是否包含常数项、时间趋势项以及滞后期数

股价波动性的可能性很小,即这两个指标满足作为工具变量的相关条件。2SLS 的第一阶段回归结果显示,*Esghz* 与 *Esghz_ind*, *Big4* 均显著正相关(回归系数 = 0.288, 0.408; $t = 6.181, 15.743$),且 *Kleibergen-Paap rk LM* 值在 1% 水平上显著, *Kleibergen-Paap rk Wald F* 值远大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平临界值,说明了本文工具变量选择合理。2SLS 的第二阶段回归结果如表 5Panel B 列(1)和列(2)所示,与上文基准回归结果无实质性区别,支持本文研究结论。

4.3 固定效应模型

为缓解公司层面遗漏变量导致的内生性偏误,本文再次采用公司-年度双向固定效应模型来验证 ESG 信息披露与股价波动性的关系,并控制了公司层面的聚类效应。结果如表 5Panel B 列(3)、列(4)所示, *Esghz* 对 *Var_adj* 和 *Var_raw* 的回归系数均在 1% 水平上显著为负,这一结果证实了本文研究结论的稳健性。

4.4 更换解释变量衡量方式

为规避解释变量衡量不当导致的结果偏差,参考王瑶等^[36]的做法,本文构建另两种 ESG 信息披露衡量指标来替代解释变量 *Esghz*,重新进行基准回归。根据华证 ESG 评级的 C, B, A 三大类赋值,依次赋值为 1 到 3,得到 *Esghz1* 指标。根据华证 ESG 评级的 A 类和非 A 类设立虚拟变量得到 *Esghz2*。当 ESG 评级为 A 类时, *Esghz2* 为 1, 否则为 0。同时,考虑到 ESG 不同层面指标对股价波动性影响的差异,本文进一步分别考察 ESG 三个子维度各自对股价波动性的影响。同 *Esghz* 原赋值定义,本文对环境、社会责任和公司治理的三个子维度评级进

行处理,得到 *Env*, *Soc* 和 *Gov* 三个变量,分别代表企业 ESG 信息披露的环境得分、社会责任得分和公司治理得分。检验结果如表 5Panel C 所示,其中,Panel C-1 报告了 *Esghz1*, *Esghz2* 与股价波动性的回归结果,Panel C-2 报告了 *Env*, *Soc* 及 *Gov* 与股价波动性的回归结果。结果表明,回归系数均在 1% 水平上显著为负, ESG 信息披露以及其三个单项信息披露都能显著抑制股价波动性,这支持并拓展了本文的研究结论。

5 进一步检验

5.1 异质性分析

随着市场化和法治化的协同发展,我国资本市场环境与法律体系逐渐得到完善,这为 ESG 信息披露和股市价格稳定提供了制度保障。在市场环境较好地区,同行业竞争激烈,投资者对 ESG 体系的接受度和认可度高,这使得企业更有意愿提升 ESG 信息披露质量,从而对股价波动风险的抑制作用更强。在法治环境较好地区,司法体系的健全有利于完善 ESG 信息披露制度和削弱管理层盈余操纵动机,这会增加投资者的投资信心,进而增强抑制股价恶性波动的效果。基于上述理论分析,本文推测市场环境和法治环境能够促进 ESG 信息披露抑制股价波动性的作用,下面进一步实证检验该假设是否成立。

参考戴鹏毅等^[37]的做法,本文以《中国分省份市场化指数报告》中的市场化总指数指标以及市场中介组织的发育和法律制度环境指标分别衡量各省、自治区和直辖市的市场环境及法治环境。同时,以市场化总指数指标的年度中位数为界将全样本分为市场环境较好地区和市

市场环境较差地区;以市场中介组织的发育和法律制度环境指标的年度中位数为界将全样本分为法治环境较好地区和法治环境较差地区。检验结果如表 6 所示,其中,Panel A 报告了不同市场环境下,ESG 信息披露对股价波动性的回归结果;Panel B 报告了不同法治环境下,ESG 信息披露对股价波动性的回归结果。结果表明,在市场环境或法治环境较好和较差的地区,ESG 信息披露与股价波动性之间都存在显著

负相关关系。但较之 Panel A 和 Panel B 列(1)和列(2)报告的市场环境或法治环境较低地区 $Esgbz$ 对 Var_adj 及 Var_raw 的回归结果,列(3)和列(4)所披露的市场环境或法治环境较好地区下的回归结果更为显著,即 ESG 信息披露对股价波动性的抑制作用在市场环境或法治环境较好地区效果更强,这说明良好的市场环境和完善的法治环境对 ESG 信息披露与股价波动性之间的负相关关系存在促进作用。

表 6 异质性分析检验结果

Panel A 市场环境				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Var_adj	Var_raw	Var_adj	Var_raw
	(市场环境较差)		(市场环境较好)	
$Esgbz$	-0.034*** (-8.267)	-0.043*** (-8.699)	-0.053*** (-10.323)	-0.065*** (-10.479)
$_cons$	1.742*** (27.327)	2.757*** (36.415)	2.028*** (19.612)	2.988*** (24.973)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14 665	14 665	14 874	14 874
$adj. R-sq$	0.459	0.709	0.408	0.633
Panel B 法治环境				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Var_adj	Var_raw	Var_adj	Var_raw
	(法治环境较差)		(法治环境较好)	
$Esgbz$	-0.029*** (-7.129)	-0.036*** (-7.341)	-0.053*** (-10.261)	-0.065*** (-10.655)
$_cons$	1.734*** (28.217)	2.791*** (37.735)	1.864*** (18.044)	2.516*** (22.048)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14 737	14 737	14 802	14 802
$adj. R-sq$	0.462	0.738	0.392	0.610

5.2 经济后果分析

ESG 信息是企业在环境、社会责任和公司治理三方面的具体实践信息。企业充分披露 ESG 信息有助于增加竞争优势、提高经营业绩、促进其高质量发展^[38]。基于上文研究结论,ESG 信息披露显著抑制股价波动性,而股价的稳定能够平复投资者情绪和稳定员工心态,这必然会为企业的高质量发展营造良好氛围。因此,本文推测 ESG 信息披露对股价波动性的抑

制作用可以进一步促进企业的高质量发展。参考黄勃等^[39]的做法,本文选取 LP 法和 OP 法来衡量全要素生产率 Tfp ,以此表示企业的高质量发展。基于模型(1)的研究结论,构建模型(8)和(9)来验证 ESG 信息披露抑制股价波动性对企业高质量发展的经济后果作用。

$$Tfp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Esgbz_{i,t} + \beta_2 CVs_{i,t} + \beta_3 \sum Industry + \beta_4 \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$Tfp_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Esgbz_{i,t} + \eta_2 Var_{i,t} +$$

$$\eta_3 CVs_{i,t} + \eta_4 \sum Industry + \eta_5 \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

检验结果如表 7 所示,其中,列(1)至列(3)报告了以 LP 方法衡量全要素生产率的回归结果,列(4)至列(6)报告了以 OP 方法衡量全要素生产率的回归结果。列(1)中 $Esghz$ 对 Tfp_lp 的回归系数为 0.133,在 1% 水平上显著为正,说明企业披露 ESG 信息有助于未来高

质量发展。列(2)和列(3)中, $Esghz$ 对 Tfp_lp 的回归系数仍在 1% 水平上显著为正, Var_adj 和 Var_raw 对 Tfp_lp 的回归系数分别为 -0.103 和 -0.087,均通过了 1% 水平统计检验,结果表明 ESG 信息披露抑制股价波动性的现象有助于企业的高质量发展。以 OP 方法衡量全要素生产率的回归结果传达了同样的结论。

表 7 经济后果分析检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tfp_lp	Tfp_lp	Tfp_lp	Tfp_op	Tfp_op	Tfp_op
$Esghz$	0.133*** (28.990)	0.128*** (28.124)	0.128*** (28.043)	0.086*** (22.117)	0.083*** (21.742)	0.083*** (21.382)
Var_adj		-0.103*** (-12.994)			-0.067*** (-9.773)	
Var_raw			-0.087*** (-13.311)			-0.053*** (-9.398)
$_cons$	4.522*** (62.079)	4.715*** (63.927)	4.772*** (63.940)	4.081*** (63.935)	4.206*** (66.773)	4.232*** (64.679)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	29 539	29 539	29 539	29 539	29 539	29 539
$adj. R-sq$	0.570	0.572	0.572	0.478	0.479	0.479

6 研究结论

本文以 2009—2021 年中国资本市场 A 股上市公司年度数据作为实证样本,从信息效应、内部治理效应和外部声誉效应三个层面分析了 ESG 信息披露对股价波动性的影响及作用机制;在此基础上,分析了在不同的市场环境和法治环境下,ESG 信息披露与股价波动的异质性表现;最后研究了 ESG 信息披露、股价波动性与企业高质量发展的关系。研究结果表明:(1) ESG 信息披露有助于抑制股价波动性;(2) 信息透明度、内部控制质量和机构投资者持股比例均存在部分中介效应,即 ESG 信息披露通过提高信息透明度、内部控制质量和机构投资者持股比例抑制股价波动性;(3) ESG 信息披露对股价波动性的抑制作用在较完善的市场环境及法治环境中更为显著;(4) ESG 信息披露对股价波动性的抑制作用进一步促进了企业的高质量发展。

基于上述结论,本文针对 ESG 信息披露提出以下三点建议。(1)就政府而言,应建立更为

完善的 ESG 信息披露制度,例如,将 ESG 信息披露的自愿性规定改为半强制性或强制性,并联合各行业的龙头企业建立统一的披露框架,同时应积极推进市场化和法治化进程,以促进资本市场的稳定发展。(2)就企业而言,应自觉加强 ESG 信息披露,将 ESG 理念纳入企业战略决策中;应提高环保意识与社会责任意识,并进一步着重于提高自身信息透明度和内部控制质量,完善治理机制,实现自身的绿色可持续发展。(3)就投资者而言,应培养基于公司价值的投资理念,并加强信息获取及分析能力,以促进股票市场价格的稳定,加快国家高质量发展进程。

参考文献:

- [1] 徐建国. 中国 A 股指数的过度波动[J]. 金融研究, 2010(8): 94—111.
- [2] FERNALD J G, ROGERS J H. Puzzles in the Chinese stock market[J]. Review of Economics and Statistics, 2002, 84(3): 416—432.

- [3] 谭松涛,崔小勇,孙艳梅. 媒体报道、机构交易与股价的波动性[J]. 金融研究,2014(3): 180-193.
- [4] 李小荣,张瑞君,董红晔. 债务诉讼与股价崩盘风险[J]. 中国会计评论,2014,12(2): 133-158.
- [5] 潘越,戴亦一,林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 金融研究,2011(9):138-151.
- [6] 陈其安,张慧. 系统风险冲击、企业创新能力与股票价格波动性:理论与实证[J]. 中国管理科学,2021,29(3):1-13.
- [7] 王朝阳,王振霞. 涨跌停、融资融券与股价波动率:基于AH股的比较研究[J]. 经济研究,2017,52(4):151-165.
- [8] 韩燕,崔鑫,成宇星. 上市公司信息数量对股价波动的影响研究[J]. 管理评论,2020,32(12):27-36.
- [9] 辛清泉,孔东民,郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究,2014(10):193-206.
- [10] 李金甜,郑建明,孙诗璐. 信息透明度、股价稳定性与股价同步性:来自新三板挂牌企业的证据[J]. 投资研究,2018,37(5): 116-127.
- [11] 项东,魏荣建. ESG信息披露、媒体关注与企业绿色创新[J]. 武汉金融,2022(9):61-71.
- [12] 李慧云,刘倩颖,李舒怡,等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究,2022,39(12):38-54.
- [13] 李志斌,邵雨萌,李宗泽,等. ESG信息披露、媒体监督与企业融资约束[J]. 科学决策,2022(7):1-26.
- [14] 王翌秋,谢萌. ESG信息披露对企业融资成本的影响:基于中国A股上市公司的经验证据[J]. 南开经济研究,2022(11):75-94.
- [15] 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.
- [16] 盛明泉,余璐,王文兵. ESG披露与股价崩盘风险[J]. 贵州财经大学学报,2023(2): 32-41.
- [17] 刘会洪,张哲源. ESG表现、创新效率和股价波动性的影响研究:基于A股上市公司[J]. 武汉金融,2023(2):37-43.
- [18] LEE J H, CHO J H, KIM B J. ESG performance of multinational companies and stock price crash: evidence from Korea [J]. Journal of Economic Integration, 2022,37(3):523-529.
- [19] 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,2023,45(6):3-18.
- [20] ELIWA Y, ABOUD A, SALEH A. ESG practices and the cost of debt: evidence from EU countries[J]. Critical Perspectives on Accounting, 2019, 79: 102097-102117.
- [21] REBER B, GOLD A, GOLD S. ESG disclosure and idiosyncratic risk in Initial Public Offerings[J]. Journal of Business Ethics,2022,179(3):867-886.
- [22] 张长江,徐品,毕苗. 上市公司ESG信息披露研究综述:理论、动因与效应[J]. 财会通讯,2022(14):9-15.
- [23] 彭旋,张昊. 稳定客户可以降低企业的股价波动性吗? [J]. 审计与经济研究, 2022,37(4):119-127.
- [24] FAMA E F. Foundations of finance[M]. New York: Basic Books,1976:253-254.
- [25] 黄政,刘怡芳. 内部控制质量影响股价稳定的机理分析[J]. 税务与经济,2019(6): 24-30.
- [26] RAIMO N, CARAGNANO A, ZITO M, et al. Extending the benefits of ESG disclosure: the effect on the cost of debt financing[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2021,28(4):1412-1421.
- [27] GJERGJI R, VENA L, SCIASCIA S, et al. The effects of environmental, social and governance disclosure on the cost of capital in small and medium enterprises: the role of family business status [J]. Business Strategy and the Environment, 2021,30(1):683-693.
- [28] 蒋红芸,王雄元. 内部控制信息披露与股价崩盘风险[J]. 中南财经政法大学学报,

- 2018(3):23-32.
- [29] 纪同辉. 企业社会责任信息影响股价波动的传导机制研究[J]. 财会通讯, 2020(4): 87-89.
- [30] ATIF M, ALI S. Environmental, social and governance disclosure and default risk[J]. Business Strategy and the Environment, 2021, 30(8): 3937-3959.
- [31] FENG Z F, WU Z H. ESG disclosure, REIT debt financing and firm value[J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2023, 67(3): 388-422.
- [32] 黄少安, 邢宇, 杨晨姊. 机构投资者的异质性及其对股票市场的影响[J]. 经济纵横, 2022(8): 107-118.
- [33] 程昕, 杨朝军, 万孝园. 机构投资者、信息透明度与股价波动[J]. 投资研究, 2018, 37(6): 55-77.
- [34] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [35] 方先明, 冯翔宇. 股指期货交易政策调整能否影响现货市场波动率[J]. 中国经济问题, 2021(4): 188-200.
- [36] 王瑶, 张允萌, 侯德帅. 企业 ESG 表现会影响审计意见吗? [J]. 审计与经济研究, 2022, 37(5): 54-64.
- [37] 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, 39(9): 62-73.
- [38] 徐光华, 卓瑶瑶, 张艺萌, 等. ESG 信息披露会提高企业价值吗? [J]. 财会通讯, 2022(4): 33-37.
- [39] 黄勃, 李海彤, 江萍, 等. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. 管理世界, 2022, 38(10): 195-212.

(责任编辑:李秀荣)

(上接第 42 页)

表 5 不同安装方式光伏发电

污染物	系统的污染物减排数据				t
	固定 倾角	朝向随 季节可调	斜单轴 跟踪系统	双轴 跟踪系统	
SO ₂	3.41	3.27	3.88	4.16	
NO _x	1.52	1.45	1.73	1.85	
TSP	0.08	0.07	0.09	0.09	
标准煤	118.72	113.99	135.17	145.01	

本文以装机容量为 9.9 kW 的并网光伏发电系统为例, 分别对 4 种不同安装方式的光伏发电系统进行了仿真设计和分析, 对比了年发电量及 CO₂ 和其他污染物的减排量。对于装机规模更大的光伏电站, 发电量以及 CO₂ 和其他污染物的减排效果差距会更明显。对于固定倾角安装方式的光伏发电系统, 虽然发电量等数据比跟踪系统的要低, 但由于其安装方便, 运行和维护成本较低, 因此目前应用比较普遍。跟踪式光伏发电系统年发电量最高, 但是维护成本高, 随着相关技术的不断突破和可靠性的不断提高, 跟踪式光伏发电系统未来将有更加广阔的前景。

参考文献:

- [1] 杜文强, 刘雄飞, 张超. 基于 PVsyst 的某高校 20 kW 光伏电站仿真与分析[J]. 应用能源技术, 2021, 277(1): 52-55.
- [2] 赵星竹. 屋顶并网光伏发电系统优化设计与验证[D]. 沈阳: 沈阳工程学院, 2019.
- [3] 韩国栋, 胡兰平, 杨富程, 等. 不同安装方式光伏发电系统辐射量计算分析[J]. 云南电力技术, 2017, 45(3): 8-10.
- [4] 吕丹, 买发军, 姚一波. 基于 PVsyst 的斜单轴光伏跟踪系统倾角及发电量计算[J]. 太阳能, 2017, 280(8): 14-17.
- [5] 李全林. 新能源与可再生能源[M]. 南京: 东南大学出版社, 2008: 200-252.
- [6] 杨记鑫, 胡伟霞, 赵杰. 基于 PVsyst 的家用并网光伏系统优化研究[J]. 电工技术, 2021, 550(16): 35-37.
- [7] 孙可. 几种类型发电公司环境成本核算的分析研究[J]. 能源工程, 2004(3): 23-26.

(责任编辑:白丽娟)