

连锁股东与企业 ESG 信息披露

林钟高 韦文滔

摘要：基于 2010~2021 年 A 股非金融类上市公司经验数据，实证检验了连锁股东对企业 ESG 信息披露的影响。研究发现：连锁股东能够发挥协同治理效应，显著促进企业的 ESG 信息披露。在进行一系列内生性和稳健性检验后，此结论依然成立。机制检验表明，提高信息透明度、缓解代理问题和降低融资约束是连锁股东促进企业 ESG 信息披露的可能路径。异质性分析发现，连锁股东对企业 ESG 信息披露的促进效果在稳定型连锁股东和环境敏感度较高的企业中更为显著。研究结果不仅在理论和实证上丰富了连锁股东有关经济后果的研究，也拓展了企业 ESG 信息披露驱动因素的研究，为监管机构合理引导、持续推进 ESG 信息披露体系规范化建议提供一定的参考。

关键词：连锁股东；ESG 信息披露；信息透明度；代理问题；融资约束

中图分类号：F275；F832.51 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2023)05-0084-12

一、引言

ESG 是一种关注环境 (Environmental)、社会 (Social) 和公司治理 (Governance) 的企业评价体系，也是社会责任投资理念的延伸和丰富。ESG 概念最早由联合国全球契约组织在 2004 年提出，鼓励企业将这三方面纳入经营发展战略，以实现企业社会价值与商业价值的融合与统一。工业革命以来，全球企业在追求规模和效益的同时，轻视甚至忽视了对人类生存环境的保护和利益相关者的关怀。但随着一系列不确定性事件的发生，企业经营理念和经营行为发生深刻变革，ESG 信息披露逐渐成为全球趋势。我国上市公司 ESG 信息披露的监管要求也不断加强，2018 年 9 月证监会修订《上市公司治理准则》，确立了上市公司环境、社会责任和公司治理信息披露基本框架。2022 年 4 月证监

会发布《上市公司投资者关系管理工作指引》，在沟通内容中增加了公司的环境、社会和治理信息，进一步推动了 ESG 理念在中国大地落地生根。ESG 信息披露成为评估企业综合水平的重要标准，有助于贯彻“双碳”战略、推动经济社会绿色转型，与现阶段中国可持续和高质量发展理念高度契合 (席龙胜和赵辉, 2022)。现有关于 ESG 信息披露驱动因素的探索主要从公司基本特征 (刘丹等, 2022)、治理结构 (Harjoto 等, 2021)、高管个体特征 (蒋尧明和赖妍, 2019) 等企业内部视角及制度环境 (张慧和黄群慧, 2022)、媒体监督 (伊凌雪等, 2022) 等外部视角推进。然而，仅靠政策鼓励和监管规则的引导约束是不够的，如何激发企业的内生动力，提高 ESG 信息披露水平，是亟待研究解决的重要问题。

随着数据处理技术的发展，“社会网络与公司治理”的

收稿日期：2023-03-14

基金项目：国家自然科学基金项目 (71572002)

作者简介：林钟高，安徽工业大学商学院教授，博士生导师；
韦文滔，安徽工业大学商学院硕士研究生。

交叉研究逐渐成为热点问题(陈运森和郑登津, 2017), 越来越多的文献开始关注社会网络对企业社会责任履行的影响。例如, 韩洁等(2015)基于组织间模仿的视角实证研究了连锁董事对企业社会责任报告自愿性披露的影响, 徐莉萍等(2019)基于声誉理论分析了连锁独立董事对企业社会责任的影响。但是, 鲜有文献研究具有重要话语权的连锁股东对企业 ESG 信息披露的影响。连锁股东同时持有多家同行业企业的股权, 使持股企业之间形成独特的社会网络关系, 从而备受学术界和实务界的关注。截至 2021 年年底, 我国由连锁股东形成经济关联的企业已超过 19%, 并呈上升趋势, 这意味着连锁股东现象在资本市场日益普遍。连锁股东作为联结同行业不同企业的重要纽带, 一方面可能为不同企业间的信息交流和资源共享提供便利, 缓解代理冲突, 有效发挥协同治理效应(He 等, 2019; 黄灿和李善民, 2019), 另一方面也有可能为企业间形成利益集团提供隐蔽途径而产生竞争合谋效应, 或由于目标不一致而产生协调困难(Azar 等, 2018; 潘越等, 2020)。那么, 对于企业的 ESG 信息披露而言, 连锁股东更可能起到哪种作用? 具体机制是什么? 这需要严谨的实证检验。

鉴于此, 本文借助彭博(Bloomberg)ESG 信息披露数据, 以 2010~2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本, 考察连锁股东对企业 ESG 信息披露的影响及其作用机理。本文可能的边际贡献在于:(1)提供了连锁股东经济后果方面的增量证据。目前文献关于连锁股东在公司治理方面究竟是发挥促进效应还是减弱效应尚无一致结论。本文基于企业 ESG 信息披露的视角, 发现连锁股东通过发挥信息传递效应、监督治理效应和资源协同效应, 进而提高企业的 ESG 信息披露, 厘清了连锁股东影响企业 ESG 信息披露的具体机理, 为连锁股东形成新型股权联结模式带来的积极效应提供了新的证据。(2)拓展了企业 ESG 信息披露研究的新视角。以往关于企业 ESG 信息披露的研究更多关注高管个体差异、外部监管制度等因素, 本文以连锁股东为切入点, 分析其对企业 ESG 信息披露的影响, 有助于促进我国企业践行 ESG 责任理念。

二、理论分析与假设提出

企业的经济活动大多嵌在社会网络中, 并受到社会网络关系和结构的限制。在众多非正式制度社会网络关系中, 连锁股东通过在同行业企业间形成股权网络, 影响企业资源配置和企业行为。相较于单一股东, 连锁股东拥有

更丰富的行业经验和资源优势, 但其参与治理时也存在一些局限, 因此其对企业 ESG 信息披露的影响具有促进和弱化两种可能性。

(一) 连锁股东对 ESG 信息披露的促进效应分析

1. 信息传递效应

与单一股东相比, 连锁股东由于同时投资和参与同行业内多家公司, 具有较强的信息获取处理能力和行业专长(Edmans 等, 2019), 能够从企业 ESG 信息中获取有关环境绩效、慈善捐赠、产品质量、供应链持续性等企业特质信息, 并且根据这些信息识别出相应的投资价值、评估和降低投资风险。因此, 为提升投资组合内企业的价值和获取更多投资回报, 连锁股东会要求企业披露更多的 ESG 信息。其次, ESG 信息披露可以通过为企业储存声誉资本从而降低外部风险(宋献中等, 2017), 当企业遭受负面事件冲击时发挥类似“保险”的作用(Lins 等, 2017), 同样也能降低连锁股东的投资风险。最后, 企业的 ESG 信息披露具有同行业溢出效应, 即同行业的企业之间存在着信息传递和学习行为(Bratten 等, 2016)。一旦同行业相关企业积极践行 ESG 理念, 这会传递到同行业其他企业中去(陈运森和郑登津, 2017), 产生学习效应, 进而提高连锁股东其他投资企业的 ESG 信息披露水平。

2. 监督治理效应

连锁股东作为行业内企业间股权关联和信息传递的枢纽, 与企业经济利益关联度较高且在参与同行业企业经营过程中积累了监督经验(吴晓晖等, 2022), 更有能力抑制管理者的自利行为和机会主义行为(梁日新和李英, 2022), 鼓励和要求企业披露更多的 ESG 信息。同时, 同行业企业往往具有相似的业务环境、经营方式和信息披露要求, 连锁股东可以将监督治理经验应用到同行业其他企业中, 一定程度上降低治理成本(余怒涛等, 2022), 形成规模经济效应。研究发现, 连锁股东对投资组合内企业的平均监督成本随其联结同行业企业数量的增加而大幅降低(Ramalingegowda 等, 2021)。

3. 资源协同效应

不少经验证据表明, 具有更强 ESG 表现的企业面临更低的经营风险, 具有更长远的企业价值(Verheyden 等, 2016; 王琳琳等, 2022)。然而, 企业的 ESG 实践涉及环境保护的投入、社会责任的履行和公司治理机制的完善, 需要充足的资金支持, 一些企业可能会因为面临融资约束的问题而无法更好地进行 ESG 实践活动。连锁股东同时投资

多家上市公司,不仅自身拥有大量投资资金,还能发挥资源集聚效应,帮助投资组合内企业建立稳定长远的战略合作关系(严苏艳,2019),吸引更多的外部投资者以缓解融资约束,进而提高企业在ESG方面的投入力度。

(二) 连锁股东对ESG信息披露的减弱效应分析

1. 削弱行业竞争

当一个投资者拥有多个投资标的时,其追求的是投资组合价值最大化(潘越等,2020)。倘若投资组合内同行业企业竞争激烈,则很可能两败俱伤,最终降低连锁股东的总体回报。因此,持有竞争企业股份的连锁股东可能会向管理者施压,要求其将竞争行为的外部性内部化,从而减少行业内的竞争(Hansen和Lott,1996)。此时,企业承担ESG责任的动机就会减弱,因为良好的ESG履责行为是企业增强可持续竞争优势、获取利益相关者资源支持和改善融资渠道的重要竞争战略(Galbreath,2013;Flammer和Bansal,2017)。

2. 权衡披露成本

企业的任何经济活动(包括行为决策)均需要付出相应的成本,包括人力、非人力的资源以及这些资源的整合(韩洁等,2015)。权衡理论认为,由于企业的总资源有限,为提高ESG信息披露水平,企业需要大量投资ESG实践活动,这会消耗企业的资金,挤占企业资源(高杰英等,2021),这也会影响连锁股东自身的价值。也就是说,改善ESG绩效这个目标可能会偏离连锁股东所追求的投资组合价值最大化,是否披露企业的ESG信息牵扯到成本与收益的权衡(例如承担了更多的ESG支出而无法取得立竿见影的收益)。此外,企业在ESG方面的投入成本和经营风险主要由股东承担,而良好的社会形象则更多由管理者享有,因此当投资ESG产生的经济效益不明显时,连锁股东对此可能会表现出消极态度。

3. 治理实践中的局限

连锁股东的协同治理实践也存在一些固有的局限性。第一,目标的一致性问题。连锁股东的协同治理将不同目标的参与者聚集在一起,其依据各自目标在同一框架内开展活动,试图实现自身利益最大化,因而存在协调困难。第二,信息沟通失灵问题。在连锁股东参与的协同治理网络中,往往采用分权式组织结构和非制度化协商,这会带来种种沟通困难,加剧不同股东之间的信息壁垒。第三,示范效应的劣质性问题。特别是在多元连锁股东参与的协同治理中,很难避免示范效应的劣质性问题,其负面效应经

由协同网络发挥作用,可能会侵蚀整个协同治理体系和正向效能,加上连锁股东协同治理过程中“搭便车”现象的存在,也会阻碍ESG信息披露目标的实现。

综上所述,连锁股东一方面可能凭借自身的信息传递、监督治理和资源协同优势发挥积极作用,从而提高企业对于履行环境、社会责任和公司治理的责任意识,改善企业的ESG信息披露。另一方面,连锁股东也可能由于投资组合价值最大化目标,通过干预同行业信息披露降低企业间的竞争,从而阻碍企业ESG实践和信息披露。因此,本文提出如下对立假设:

H1a:根据协同治理促进效应假说,在其他条件相同的情况下,连锁股东会提高企业的ESG信息披露。

H1b:根据协同治理减弱效应假说,在其他条件相同的情况下,连锁股东会降低企业的ESG信息披露。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取2010~2021年沪深A股上市公司作为初始研究样本,并进行以下处理:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除ST类公司;(3)剔除数据缺失或存在异常的样本。最终获得11336个有效样本。另外,为了降低极端值对回归结果的影响,本文对连续变量进行上下1%水平的缩尾(Winsorize)处理。研究数据来自CSMAR和WIND数据库,使用STATA17统计软件进行分析。

(二) 模型设计

为检验本文的研究假设,构建如下模型(1):

$$esg_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cross_{i,t} + Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(三) 变量定义

1. 被解释变量

ESG信息披露(esg)为本文的被解释变量,采用发展较为成熟的彭博(Bloomberg)数据库中的上市公司ESG信息披露评分除以100衡量。该数据库的ESG评分指标涉及21个二级指标和70个评价指标,在此基础上形成ESG总得分,具体分值从0.1到100,分值越高,表明企业ESG信息披露质量越高。

2. 解释变量

连锁股东(Cross)为本文的解释变量,参考He和Huang(2017)、Chen等(2018)、潘越等(2020)的研究,构建方法如下:首先,在季度层面上保留持股比例不低于5%

表 1 变量定义

类型	变量名称	符号	变量解释
被解释变量	ESG 信息披露	esg	彭博数据库披露的 ESG 评分 /100
解释变量	连锁股东	Cross	见正文
控制变量	企业规模	Size	上市公司年末总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	年末总负债 / 年末总资产
	总资产报酬率	ROA	年末净利润 / 年末总资产
	公司成长性	Growth	主营业务收入增长率
	公司上市年限	ListAge	公司自上市至今的年数的自然对数
	固定资产比例	Fix	固定资产 / 总资产
	经营现金流	Cfo	经营活动产生的现金流净额 / 总资产
	独立董事占比	Indep	独立董事人数 / 董事会总人数
	股权集中度	Top1	第一大股东持股比例
	股权制衡度	Balance	第二至第五大股东持股比例之和 / 第一大股东持股比例
	产权性质	SOE	虚拟变量, 国有企业取值为 1, 否则为 0
	机构投资者持股比例	INST	机构投资者持股总数 / 流通股本
	审计意见	Opinion	虚拟变量, 审计意见为标准无保留意见则取值为 1, 否则为 0
	年度	Year	控制年度因素的影响
行业	Ind	控制行业因素的影响	

表 2 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	25% 分位	中位数	75% 分位	最大值
esg	0.225	0.077	0.103	0.174	0.211	0.260	0.483
Cross	0.155	0.308	0.000	0.000	0.000	0.000	1.609
Size	23.010	1.314	19.930	22.050	22.900	23.840	25.970
Lev	0.475	0.202	0.055	0.319	0.486	0.631	0.888
ROA	0.048	0.059	-0.210	0.017	0.040	0.077	0.209
Growth	0.171	0.357	-0.518	-0.008	0.113	0.269	2.032
ListAge	2.425	0.698	0.000	2.079	2.639	2.944	3.332
Fix	0.230	0.177	0.002	0.087	0.189	0.337	0.706
Cfo	0.055	0.069	-0.147	0.014	0.053	0.096	0.232
Indep	0.375	0.055	0.333	0.333	0.364	0.417	0.571
Top1	0.372	0.159	0.081	0.243	0.360	0.491	0.758
Balance	0.331	0.286	0.013	0.085	0.238	0.538	0.995
SOE	0.503	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
INST	0.490	0.223	0.000	0.326	0.511	0.662	0.870
Opinion	0.980	0.141	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000

的股东。之所以选取 5% 持股比例这一门槛, 是由于我国《证券法》等相关法律法规将持股比例 5% 认定为重大股权门槛, 持股比例达 5% 以上的股东更有可能影响企业的经营决策。其次, 在季度层面上统计每家公司有多少名股东同时在同行业内其他公司也持有 5% 以上的股权。最后, 针对季度层面的连锁股东数量取年度平均值, 并加 1 取对数。

3. 控制变量

借鉴柳学信等(2022)、陈晓珊和刘洪铨(2023)的做

法, 选取企业规模(Size)、资产负债率(Lev)和总资产报酬率(ROA)等作为控制变量。

各变量的具体解释见表 1。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计结果。其中, 企业的 ESG 信息披露(esg)均值为 0.225, 最小值为 0.103,

表3 主要变量的相关性分析

	esg	Cross	Size	Lev	ROA	Growth	ListAge	Fix	Cfo	Indep	Top1	Balance	SOE	INST	Opinion
esg	1														
Cross	0.271 ^{***}	1													
Size	0.375 ^{***}	0.312 ^{***}	1												
Lev	0.118 ^{***}	0.120 ^{***}	0.525 ^{***}	1											
ROA	-0.022 ^{**}	-0.023 ^{**}	-0.113 ^{***}	-0.452 ^{***}	1										
Growth	-0.033 ^{**}	-0.031 ^{**}	-0.012 ^{**}	0.017 ^{**}	0.261 ^{***}	1									
ListAge	0.176 ^{***}	0.106 ^{***}	0.317 ^{***}	0.303 ^{***}	-0.225 ^{***}	-0.139 ^{***}	1								
Fix	0.105 ^{***}	0.187 ^{***}	0.083 ^{***}	0.064 ^{**}	-0.129 ^{***}	-0.073 ^{***}	0.084 ^{**}	1							
Cfo	0.067 ^{***}	0.074 ^{***}	-0.005 ^{**}	-0.227 ^{***}	0.429 ^{***}	0.032 ^{**}	0.016 ^{**}	0.255 ^{***}	1						
Indep	0.039 ^{**}	-0.002 ^{**}	0.071 ^{**}	0.010 ^{**}	0.001 ^{**}	-0.001 ^{**}	-0.007 ^{**}	-0.051 ^{**}	0.005 ^{**}	1					
Top1	0.061 ^{***}	0.065 ^{***}	0.219 ^{***}	0.083 ^{***}	0.078 ^{***}	0.003 ^{**}	0.057 ^{***}	0.104 ^{***}	0.061 ^{***}	0.070 ^{**}	1				
Balance	0.070 ^{**}	0.161 ^{***}	-0.009 ^{**}	-0.074 ^{**}	0.017 ^{**}	0.037 ^{**}	-0.132 ^{***}	-0.036 ^{**}	0.019 ^{**}	-0.025 ^{**}	-0.603 ^{***}	1			
SOE	0.119 ^{***}	0.279 ^{***}	0.287 ^{***}	0.229 ^{***}	-0.152 ^{***}	-0.093 ^{**}	0.302 ^{***}	0.198 ^{***}	-0.024 ^{**}	-0.004 ^{**}	0.297 ^{***}	-0.207 ^{***}	1		
INST	0.183 ^{***}	0.243 ^{***}	0.394 ^{***}	0.173 ^{***}	0.096 ^{**}	-0.044 ^{**}	0.225 ^{***}	0.108 ^{***}	0.145 ^{***}	0.021 ^{**}	0.460 ^{***}	-0.113 ^{***}	0.341 ^{***}	1	
Opinion	0.020 ^{**}	0.043 ^{***}	0.020 ^{**}	-0.110 ^{***}	0.237 ^{***}	0.084 ^{***}	-0.059 ^{***}	-0.018 ^{**}	0.058 ^{***}	0.008 ^{**}	0.049 ^{***}	-0.014 ^{**}	0.040 ^{***}	0.045 ^{***}	1

注：表中左下方为 Pearson 相关系数检验结果，右上方为 Spearman 相关系数检验结果，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著

最大值为0.483，不同企业的ESG信息披露水平差距较大，且最大值也尚未超过0.5，说明样本企业的ESG信息披露仍有较大的提升空间，企业应加大ESG实践的力度。连锁股东(Cross)的均值为0.155，表明样本区间内的连锁股东数量并不多，企业在引入连锁股东方面有较大的提升空间。同时，连锁股东(Cross)最小值为0.000，说明部分企业并没有通过连锁股东形成网络关系；最大值为1.609，说明样本中部分企业同时拥有4名连锁股东。此外，其他控制变量的描述性统计结果基本与现有相关研究一致，此不赘述。

(二)相关性检验

表3是本文主要变量的相关性检验结果。连锁股东(Cross)和ESG信息披露(esg)的Pearson相关系数为0.271，Spearman相关系数为0.228，且都在1%水平上显著正相关，初步说明连锁股东能够正向影响企业的ESG信息披露。另外，各变量之间的相关系数绝大部分都小于0.5，初步判断模型不存在多重共线性。

(三)回归分析

表4报告了连锁股东与企业ESG信息披露的回归结果。列(1)基于最小二乘法进行回归，列(2)基于面板数据进行固定效应回归，列(3)对解释变量和全部控制变量滞后一期后进行回归。从回归结果可以看出，列(1)中连锁股东(Cross)的回归系数为0.032，在1%水平上显著为正，即连锁股东可以提高企业的ESG信息披露，假设1a得到验证。列(2)(3)的回归结果亦保持不变。进一步地，列(4)将解释变量替换为是否存在连锁股东(CrossDum)，结果依然显著为正，说明连锁股东能够提高企业ESG信息披露。这可能是由于，尽管企业ESG投入周期长、披露成本高，但随着ESG理念的深化，ESG实践和信息披露要求将会纳入企业业务战略布局，帮助企业在立足自身高质量发展的同时，满足各方利益相关者的期望与要求。在此背景下，连锁股东推动持股企业践行ESG理念以获得稳定持续投资回报的意愿会更强。

在控制变量方面，企业规模(Size)与企业ESG信息披露正相关，说明企业规模越大，企业ESG信息披露意愿越强；资产负债率(Lev)与企业ESG信息披露负相关，说明企业资产负债率越高，越不可能进行ESG信息披露，进一步说明企业ESG实践面临融资约束；独立董事占比(Indep)与企业ESG信息披露正相关，说明独立董事占比越高，越有可能为企业承担ESG责任建言献策，督促企业积极主动高质量披露ESG信息。

表 4 连锁股东和 ESG 信息披露回归结果

	esg			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cross	0.032*** (12.52)	0.015*** (2.80)	0.034*** (12.25)	
CrossDum				0.020*** (10.74)
Size	0.017*** (25.13)	0.001 (0.31)	0.018*** (24.22)	0.018*** (25.60)
Lev	-0.021*** (-4.55)	-0.018* (-1.96)	-0.019*** (-3.67)	-0.021*** (-4.57)
ROA	0.007 (0.51)	0.024 (1.51)	0.018 (1.21)	0.005 (0.38)
Growth	-0.003 (-1.64)	-0.000 (-0.07)	-0.004** (-2.05)	-0.003* (-1.69)
ListAge	0.004*** (3.33)	-0.013*** (-3.24)	0.003*** (2.69)	0.004*** (3.23)
Fix	0.015*** (3.28)	0.021* (1.92)	0.008 (1.59)	0.016*** (3.45)
Cfo	0.006 (0.59)	-0.018* (-1.84)	-0.012 (-1.10)	0.006 (0.56)
Indep	0.029** (2.51)	0.006 (0.34)	0.019 (1.50)	0.029** (2.45)
Top1	0.028*** (4.42)	0.008 (0.49)	0.027*** (3.92)	0.029*** (4.61)
Balance	0.021*** (6.93)	-0.003 (-0.48)	0.021*** (6.33)	0.024*** (7.66)
SOE	0.002 (1.18)	-0.002 (-0.38)	0.003 (1.54)	0.002 (1.54)
INST	0.005 (1.32)	0.005 (0.97)	0.008** (2.13)	0.006 (1.56)
Opinion	0.009** (2.13)	0.001 (0.26)	0.009 (1.60)	0.009** (2.25)
Constant	-0.230*** (-14.71)	0.244*** (3.97)	-0.251*** (-14.42)	-0.237*** (-15.23)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制
N	11 336	11 336	9 918	11 336
adj. R ²	0.262	0.298	0.266	0.259

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内的 t 值经过了异方差稳健性修正。下同

(四) 内生性检验

1. 倾向得分匹配法 (PSM)

本文采用倾向得分匹配法 (PSM) 以缩小样本企业特征差异对结论的影响。选取前文的控制变量为匹配变量，将存在连锁股东的企业作为处理组，进行 1:1 最邻近匹配，匹配后得到控制组样本，剔除匹配不成功的样本，将得到的子样本进行回归。配对结果显示平均处理效应 (ATT)

表 5 内生性检验的回归结果

	PSM	Heckman	IV-2SLS	
	esg	esg	Cross	esg
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cross	0.018*** (6.83)	0.033*** (11.99)		0.108*** (8.41)
Cross_mean			0.550*** (21.55)	
imr		0.042*** (3.86)		
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.361*** (-11.13)	-0.629*** (-6.38)	-1.217*** (-20.59)	-0.186*** (-8.06)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制
N	3 333	9 793	11 336	11 336
adj. R ²	0.298	0.293	0.296	0.152

对应的 T 值为 7.86，在 1% 的水平上显著。表 5 第 (1) 列为 PSM 子样本回归结果，可以看出连锁股东对企业 ESG 信息披露的估计系数仍显著为正，有力地支撑了本文假设。

2. Heckman 两阶段回归

为消除样本中选择性偏差可能造成的内生性问题，本文参考潘越等 (2020) 研究，使用 Heckman 两阶段模型进行检验。第一阶段构建 Probit 回归模型，计算出逆米尔斯比率 (imr)，用以考察上一期的财务和公司治理变量是否会影响其拥有连锁股东 (CrossDum)。第二阶段将逆米尔斯比率 (imr) 作为控制变量引入模型 (1) 中进行回归，用以检验可能存在的选择性偏差对研究结论的影响。具体的 Probit 模型如下：

$$CrossDum_{it} = \beta_0 + LagControls_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，CrossDum_{it} 表示上市公司 i 在 t 年是否存在连锁股东。LagControls_{it} 为上市公司特征变量的集合，具体包含：企业规模滞后项 (LagSize)、资产负债率滞后项 (LagLev)、总资产净利率滞后项 (LagRoa)、企业成长性滞后项 (LagGrowth)、固定资产比例滞后项 (LagFix)、经营现金流滞后项 (LagCfo) 以及第一大股东持股比例滞后项 (LagTop1)。之所以将企业特征变量滞后，是考虑到投资者只能根据上市公司上一期的财务和治理情况决定是否进行投资。

回归结果见表 5 第 (2) 列，消除选择性偏差之后的回归结果显示，连锁股东与企业 ESG 信息披露之间仍存在正相关关系，与前文结论一致。

表6 稳健性检验的回归结果

	esg					
	替换解释变量		Tobit 模型	调整样本期间	行业年度趋势	制造业样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cross_share	0.051*** (10.80)					
Cross10		0.040*** (13.72)				
Cross			0.032*** (13.69)	0.029*** (11.01)	0.032*** (5.80)	0.031*** (9.16)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.240*** (-15.18)	-0.225*** (-14.46)	-0.230*** (-14.93)	-0.192*** (-11.68)	-0.227*** (-6.08)	-0.196*** (-9.65)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	11 336	11 336	11 336	10 082	11 198	6 746
adj. R ²	0.258	0.264		0.197	0.259	0.234

3. 工具变量法

为缓解存在未观测因素对基准回归结果造成的偏误，本文借鉴梁上坤等(2018)、邢斐等(2021)的做法，采用连锁股东的行业年度均值(Cross_mean)作为工具变量进行两阶段回归。表5列(3)第一阶段的回归结果显示，连锁股东的行业年度均值(Cross_mean)与连锁股东的回归系数在1%水平上显著为正。列(4)列示了2SLS的第二阶段回归结果，可以看出，在控制遗漏变量的潜在影响后，结论仍与前文一致。而且，本文所选取的工具变量通过了不可识别检验(Kleibergen-Paap rk LM统计量)和弱工具变量检验(Cragg-Donald Wald F统计量)，说明工具变量的选取是有效的。

(五) 稳健性检验

1. 替换解释变量

(1) 改变连锁股东界定方式。采用连锁股东持有该企业股份比例年度均值(Cross_share)作为连锁股东的替换变量。表6列(1)报告了回归结果，连锁股东持股比例(Cross_share)的系数为0.051，在1%水平上显著为正。

(2) 改变连锁股东界定门槛。本文借鉴潘越等(2020)的做法，重新界定连锁股东门槛，将同时在两家或者两家公司持股10%及以上的投资者重新界定为连锁股东，重新计算连锁股东指标(Cross10)。表6列(2)回归结果显示，Cross10的回归系数为0.040，在1%水平上显著。这意味着替换解释变量度量方式之后，本文结论依然稳健。

2. 更换回归模型

由于本文采取的连锁股东指标中的数据都大于0，采用

截尾回归模型(Tobit模型)对模型(1)重新进行回归。表6列(3)报告了回归结果，连锁股东(Cross)的系数为0.032，在1%水平上显著，与前文结果一致。

3. 调整样本期间

考虑到疫情的影响，在样本窗口期内剔除了2020年和2021年的样本，将样本时间窗口调整为2010~2019年，重新进行回归。表6列(4)报告了回归结果，连锁股东(Cross)的系数仍然在1%水平上显著，说明结论较为稳健。

4. 考虑行业的年度趋势

个别行业可能会因为产业政策、货币政策以及发展周期波动等因素影响企业的ESG信息披露情况，这些因素的残差项可能会影响到模型估计结果，导致估计偏误。因此，在基准回归模型基础上，引入行业乘以年度重新进行回归。表6列(5)列示了回归结果，连锁股东(Cross)的系数仍然在1%的水平上显著。

5. 排除行业差异影响

为进一步排除行业差异的影响，保证结论的稳健性，此处剔除其他行业，只保留制造业上市公司样本进行重新回归，表6列(6)的回归结果与前文保持一致，说明结论依然稳健。

五、进一步分析

(一) 影响机制分析

前文分析表明，连锁股东可能通过发挥信息传递效应、监督治理效应和资源协同效应提高企业的ESG信息披露。为验证其中的影响机制，本文将从以下三个方面展开。

1. 作用机制一：信息传递效应

根据前文分析,与单一股东相比,连锁股东不仅对管理层提供的决策信息有更强的解读甄别能力(Kang等,2018),可以促进信息在资本市场中的流动,还对行业发展的前沿动态有着更迅速敏锐的捕捉能力,进而提高企业在环境、社会责任和公司治理等非财务信息方面的重视程度。借鉴潘越等(2011)的做法,采用可操纵性应计绝对值(Da)的前三期总额度量信息透明度(Opaque)。该变量数值越小,说明信息透明度越高。其余控制变量与模型(1)相同。为了检验该影响机制,本文采用温忠麟等(2014)方法,构建模型(3)(4)进行中介效应检验。

$$\text{Opaque}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Cross}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{esg}_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \text{Cross}_{i,t} + \delta_2 \text{Opaque}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

回归结果如表7第(1)(2)列所示。从列(1)可以看出,连锁股东(Cross)的回归系数在1%水平上显著为负,说明连锁股东显著提高了信息透明度(Opaque);列(2)结果表明,连锁股东(Cross)的回归系数在1%水平上显著为正,信息透明度(Opaque)的回归系数在1%水平上显著为负,说明连锁股东通过提高信息透明度进而提高企业ESG信息披露,该结果与预期一致,这意味着提高信息透明度是连锁股东影响企业ESG信息披露的一条作用机制。为保证结果可靠,本文还进行了Bootstrap检验,表7显示,Bootstrap检验的间接效应和直接效应在95%置信区间均不包含0,表明信息透明度(Opaque)具有部分中介效应。

2. 作用机制二：监督治理效应

连锁股东以丰富的管理经验参与到公司治理,可以约束管理者的代理行为,抑制大股东的“掏空”动机,以更强的监督能力和更低的监督成本提高企业对ESG实践的重视,从而提高企业ESG信息披露。本文借鉴陈克兢(2019)的研究,采用(管理费用+销售费用)/营业收入衡量第一类代理成本(AC1);借鉴姜国华和岳衡(2005)的研究,采用其他应收款/总资产衡量第二类代理成本(AC2)。这两个变量数值越小,说明代理成本越低,其余控制变量与模型(1)相同。本文构建模型(5)(6)进行中介效应检验。

$$\text{AC1}_{i,t}/\text{AC2}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Cross}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\text{esg}_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \text{Cross}_{i,t} + \delta_2 \text{AC1}_{i,t}/\text{AC2}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

回归结果如表7第(3)~(6)列所示,列(3)中连锁股东(Cross)系数并不显著,需进一步进行Bootstrap检验,如表7所示,Bootstrap检验的间接效应在95%置信区间下包含0,并未通过中介效应检验,说明第一类代理成本(AC1)不具有部分中介效应。列(5)中连锁股东(Cross)系数在1%水平上显著为负,列(6)中第二类代理成本(AC2)系数在1%水平上显著为负,连锁股东(Cross)系数在1%水平上显著为正,Bootstrap检验的间接效应和直接效应在95%置信区间下均不包含0,表明第二类代理成本(AC2)具有部分中介效应,即连锁股东可以通过降低第二类代理成本提高企业的ESG信息披露。这可能是因为,相较于第一类代理问题,我国上市公司由于股权高度集中所带来的大小股东之间的利益冲突更为明显(谢德仁等,2019)。

3. 作用机制三：资源协同效应

已有研究表明融资压力是制约企业参与环境、社会责任和公司治理等实践的重要因素之一。从业务渠道看,连锁股东由于持有同行业多家企业的大量股权,对于投资组合内各企业的生产经营决策都会产生重大影响,其有动机加强各企业之间的联系,促进投资组合内企业间的资源协同,降低融资成本,缓解企业的融资压力,最终提高企业在环境、社会责任和公司治理方面的投入,提高企业的ESG信息披露。借鉴杜善重和马连福(2022)的研究,采用SA指数反映企业融资约束程度,SA绝对值越大,意味着企业面临的融资约束程度越高,其余控制变量与模型(1)相同。本文构建模型(7)(8)进行中介效应检验。

$$\text{SA}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Cross}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\text{esg}_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \text{Cross}_{i,t} + \delta_2 \text{SA}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

回归结果如表7第(7)(8)列所示。列(7)中连锁股东(Cross)的回归系数在1%水平上显著为负,列(8)中连锁股东(Cross)的回归系数在1%水平上显著为正,融资约束(SA)的回归系数在1%水平上显著为负,说明连锁股东通过降低融资约束进而提高企业ESG信息披露,该结果与预期一致。Bootstrap检验的间接效应和直接效应在95%置信区间下均不包含0,表明融资约束(SA)具有部分中介效应,即缓解融资约束是连锁股东影响企业ESG信息披露的一条作用机制。

(二)异质性分析

1. 不同类型连锁股东对企业ESG信息披露的影响

表7 影响机制检验

	Opaque	esg	AC1	esg	AC2	esg	SA	esg
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Cross	-0.025*** (-7.55)	0.031*** (12.28)	-0.008 (-1.49)	0.032*** (12.58)	-0.002*** (-2.70)	0.031*** (11.87)	-0.055*** (-8.62)	0.032*** (12.39)
Opaque		-0.026*** (-4.61)						
AC1				-0.010* (-1.68)				
AC2						-0.081*** (-2.91)		
SA								-0.020*** (-5.04)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.031 (1.12)	-0.229*** (-14.66)	0.532*** (5.94)	-0.225*** (-13.94)	0.011** (2.01)	-0.241*** (-14.68)	5.131*** (106.25)	-0.133*** (-5.45)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	11 336	11 336	11 336	11 336	11 336	11 336	11 336	11 336
adj. R ²	0.198	0.263	0.163	0.262	0.125	0.222	0.532	0.267
间接效应	0.0016	0.0027	-0.0001	0.0001	0.0003	0.0008	0.0001	0.0008
直接效应	0.0298	0.0402	0.0321	0.0421	0.0284	0.0385	0.0325	0.0430

表8 异质性分析回归结果

	esg			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cross × Stable	0.024*** (4.92)			
CrossDum × Stable		0.018*** (4.81)		
Cross × Ifhp			0.010** (2.18)	
CrossDum × Ifhp				0.011*** (3.05)
Cross	0.015*** (3.51)		0.028*** (8.69)	
CrossDum		0.008** (2.52)		0.016*** (7.20)
Stable	0.003** (2.39)	-0.000 (-0.26)		
Ifhp			0.003 (1.39)	0.000 (0.14)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.248*** (-15.18)	-0.256*** (-15.69)	-0.228*** (-14.53)	-0.234*** (-14.99)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制
N	11 336	11 336	11 336	11 336
adj. R ²	0.272	0.269	0.266	0.263

连锁股东多为机构投资者，其类型上存在较大的差异。已有研究发现，不同类型机构投资者持股的目的不同，参与公司治理的积极性也不尽相同（刘京军和徐浩萍，2012）。与交易型连锁股东相比，稳定型连锁股东更多关注企业的长远发展，更有可能参与公司治理，发挥积极的监督作用，从而提高企业的非财务信息披露。因此，本文将连锁股东划分为稳定型连锁股东和交易型连锁股东，前者是长期持有公司股份的连锁股东，而后者则是短期持股、以股票交易为目的的连锁股东（Hartzell 和 Starks，2003）。借鉴牛建波等（2013）的研究，同时考虑时间和行业双重因素，连锁股东类型划分步骤如下：第一步，计算连锁股东时间维度上的稳定性，若公司过去三年连锁股东持股比例标准差越小，则表明该公司的连锁股东持股比例波动越小，连锁股东的稳定性越强。第二步，衡量连锁股东行业维度上的稳定性，当公司的连锁股东持股比例除以前三年连锁股东持股比例的标准差所得数值大于等于年度行业中位数时，则认定该公司的连锁股东为稳定型连锁股东（Stable 取值为1），反之则为交易型连锁股东（Stable 取值为0）。本文建立交乘项 Cross × Stable 和 CrossDum × Stable，分别代入模型（1）中进行回归检验。结果如表8第（1）（2）列所示，交乘项的回归系数均在1%水平上显著为正，表明稳定

型的连锁股东更能够发挥协同治理效应,显著提高企业的 ESG 信息披露水平,符合本文预期。

2. 连锁股东对不同属性企业 ESG 信息披露的影响

相较于环境敏感度较低的企业,环境敏感度较高的企业往往具有高污染、高耗能、高排放的特点,更容易受到利益相关者的关注(翟胜宝等,2022),也更容易在外部监督压力下强化 ESG 履责意识,加大 ESG 实践投入,以扭转市场对污染企业先入为主的观念(陈晓珊和刘洪铎,2023)。因此,连锁股东对 ESG 信息披露的提升作用在环境敏感度较高企业中应该会更大。借鉴耿云江和赵欣欣(2020)的做法,设置企业环境敏感度虚拟变量 Ifhp,当样本中上市公司为重污染行业企业时取值 1,否则取值为 0。将连锁股东与环境敏感度 Ifhp 的交乘项 $Cross \times Ifhp$ 和 $CrossDum \times Ifhp$ 分别代入模型(1)进行回归,结果如表 8 第(3)(4)列所示,交乘项 $Cross \times Ifhp$ 和 $CrossDum \times Ifhp$ 的回归系数均显著为正,说明相比于环境敏感度较低的企业,连锁股东对于提高企业 ESG 信息披露的影响在环境敏感度较高的企业中更加显著,符合本文预期。

六、结论与启示

本文选取 2010~2021 年中国 A 股非金融类上市公司作为研究样本,实证分析连锁股东对企业 ESG 信息披露的影响。研究表明,连锁股东能够发挥协同治理促进效应,显著提高企业的 ESG 信息披露。机制检验发现,连锁股东通过发挥信息传递效应(提高信息透明度)、监督治理效应(主要通过降低第二类代理成本而非第一类代理成本)和资源协同效应(缓解融资约束),从而提高企业的 ESG 信息披露。异质性检验发现,连锁股东对企业 ESG 信息披露的协同治理效应在稳定型连锁股东和环境敏感度较高的企业中更为显著。

基于上述结论,可以得到如下启示:

从上市公司角度,可以考虑适当引入连锁股东,有效利用其在治理方面的经验以及在行业特质、信息渠道、业务资源方面的优势,推进企业积极践行 ESG 理念,充分发挥连锁股东这一非正式制度对其他正式治理机制的补充作用。一方面,管理层应积极利用连锁股东在公司治理方面的协同治理优势,多与连锁股东沟通和交流,鼓励其参与公司股东大会等重要决策会议。连锁股东因同时持有同行业多家企业股权而积累了行业专长,更了解行业和市场的发展趋势,对企业 ESG 战略的制定和完善能提出建设性意

见,进而提高企业的 ESG 信息披露水平,促进公司长期稳定发展。另一方面,企业要做好 ESG 方面的顶层设计,强化 ESG 履责意识,加大在 ESG 实践方面的投入和信息披露,将其纳入企业长期可持续发展战略。同时,企业也要如实披露 ESG 信息,采取行之有效的内部控制,杜绝 ESG“漂绿”行为的发生,真正提升现代企业的绿色治理水平。

从监管部门角度,一方面,要对连锁股东进行规范和合理引导,鼓励其充分发挥资源网络效应,帮助企业改善治理模式,提高企业活力,同时也应防止其利用与多家企业的股权关系进行合谋,削弱行业竞争。另一方面,对于 ESG 信息披露较为完善的企业给予一定的政策支持,鼓励企业建立具有 ESG 竞争优势的战略,从而为经济增长提供持续的动力。

本文在研究过程中亦存在一定的局限性:一是,本文连锁股东的计算仅局限于上市公司年报中前十大股东,事实上资本市场中所存在的连锁股东数量高于本文统计水平,因而在未来研究中可以对这一变量的构建进行完善和改进。二是,由于国内 ESG 评级标准体系仅限于上市公司,因此本文的研究样本仅包含中国 A 股上市公司,缺乏对于中小企业 ESG 信息披露影响的研究。

主要参考文献:

- [1] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. 南开管理评论, 2019, 22, (4): 161-175.
- [2] 陈晓珊, 刘洪铎. 投资者关注影响上市公司 ESG 表现吗——来自网络搜索量的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2023, (2): 15-27.
- [3] 陈运森, 郑登津. 董事网络关系、信息桥与投资趋同[J]. 南开管理评论, 2017, 20(3): 159-171.
- [4] 翟胜宝, 程妍婷, 许浩然, 童丽静, 曹蕾. 媒体关注与企业 ESG 信息披露质量[J]. 会计研究, 2022, (8): 59-71.
- [5] 杜善重, 马连福. 连锁股东对企业风险承担的影响研究[J]. 管理学报, 2022, 19(1): 27-35.
- [6] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 郑君. ESG 表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报, 2021, (11): 24-34.
- [7] 耿云江, 赵欣欣. 环境规制、绿色创新与企业绩效——基于重污染上市公司的经验检验[J]. 财务研究, 2020, (2): 15-24.
- [8] 韩洁, 田高良, 李留闯. 连锁董事与社会责任报告披露: 基于组织间模仿视角[J]. 管理科学, 2015, 28(1): 18-31.

- [9] 黄灿, 李善民. 股东关系网络、信息优势与企业绩效[J]. 南开管理评论, 2019, 22(2): 75-88.
- [10] 美国华, 岳衡. 大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究[J]. 管理世界, 2005, (9): 119-126.
- [11] 蒋尧明, 赖妍. 高管海外背景对企业社会责任信息披露的影响——基于任职地区规制压力的调节作用[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41, (1): 70-86.
- [12] 李小荣, 徐腾冲. 环境-社会责任-公司治理研究进展[J]. 经济学动态, 2022, (8): 133-146.
- [13] 梁日新, 李英. 连锁股东影响审计师定价决策吗[J]. 会计研究, 2022, (6): 165-177.
- [14] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗? [J]. 管理世界, 2018, 34(12): 133-148.
- [15] 刘丹, 郝应丽, 崔也光. 交叉上市企业是否更加关注ESG表现——基于经济政策不确定性和产品市场竞争的调节作用[J]. 财会通讯, 2022, (20): 37-43.
- [16] 刘京军, 徐浩萍. 机构投资者: 长期投资者还是短期机会主义者? [J]. 金融研究, 2012, (9): 141-154.
- [17] 柳学信, 李胡扬, 孔晓旭. 党组织治理对企业ESG表现的影响研究[J]. 财经论丛, 2022, (1): 100-112.
- [18] 牛建波, 吴超, 李胜楠. 机构投资者类型、股权特征和自愿性信息披露[J]. 管理评论, 2013, 25(3): 48-59.
- [19] 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.
- [20] 潘越, 汤旭东, 宁博, 杨玲玲. 连锁股东与企业投资效率: 治理协同还是竞争合谋[J]. 中国工业经济, 2020, (2): 136-164.
- [21] 全晶晶. 机构投资者持股与企业社会责任信息披露[J]. 经济问题, 2022, (1): 39-46.
- [22] 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.
- [23] 王琳璘, 廉永辉, 董捷. ESG表现对企业价值的影响机制研究[J]. 证券市场导报, 2022, (5): 23-34.
- [24] 吴晓晖, 李玉敏, 柯艳蓉. 共同机构投资者能够提高盈余信息质量吗[J]. 会计研究, 2022, (6): 56-74.
- [25] 席龙胜, 赵辉. 企业ESG表现影响盈余持续性的作用机理和数据检验[J]. 管理评论, 2022, 34(9): 313-326.
- [26] 谢德仁, 张新一, 崔宸瑜. 经常性与非经常性损益分类操纵——来自业绩型股权激励“踩线”达标的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(7): 167-181.
- [27] 邢斐, 周泰云, 李根丽. 机构交叉持股能抑制企业避税吗? [J]. 经济管理, 2021, 43(5): 125-141.
- [28] 徐莉萍, 陆明富, 张淑霞, 刘宁. 连锁独立董事、财务绩效与企业社会责任[J]. 财会通讯, 2019, (30): 70-75.
- [29] 严苏艳. 共有股东与企业创新投入[J]. 审计与经济研究, 2019, 34(5): 85-95.
- [30] 伊凌雪, 蒋艺翅, 姚树洁. 企业ESG实践的价值创造效应研究——基于外部压力视角的检验[J]. 南方经济, 2022, (10): 93-110.
- [31] 余怒涛, 袁博, 张华玉. 连锁股东能降低并购超额商誉吗? [J]. 财务研究, 2022, 47(5): 48-63.
- [32] 张慧, 黄群慧. 制度压力、主导型CEO与上市公司ESG责任履行[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(9): 74-86.
- [33] Azar, J., Schmalz, M. C., Tecu, I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.
- [34] Bratten, B., Payne, J. L., Thomas, W. B. Earnings management: Do firms play “follow the leader”? [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(2): 616-643.
- [35] Chen, X., Harford, J., Li, K. Monitoring: Which institutions matter? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(2): 279-305.
- [36] Edmans, A., Levit, D., Reilly, D. Governance under common ownership[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(7): 2673-2719.
- [37] Flammer, C., Bansal, P. Does a long-term orientation create value? Evidence from a regression discontinuity[J]. Strategic Management Journal, 2017, 38(9): 1827-1847.
- [38] Galbreath, J. ESG in focus: The Australian evidence[J]. Journal of Business Ethics, 2013, 118(3): 529-541.
- [39] Hansen, R. G., Lott, J. R. Externalities and corporate objectives in a world with diversified shareholder/consumers[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996, 31(1): 43-68.
- [40] Harjoto, M., Laksmana, I., Lee, R. Board diversity and corporate social responsibility[J]. Journal of Business Ethics, 2015, 132(4): 641-660.
- [41] Hartzell, J. C., Starks, L. T. Institutional investors and executive compensation[J]. The Journal of Finance, 2003, 58(6): 2351-2374.
- [42] He, J. J., Huang, J. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings[J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [43] Healy, P. M., Palepu, K. G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31(1-3): 405-440.

- [44]Kang, J. K., Luo, J., Na, H. S. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors ? [J]. Journal of Financial Economics, 2018, 128 (3) : 576-602.
- [45]Lins, K. V., Servaes, H., Tamayo, A. Social capital, trust, and firm performance: The value of corporate social responsibility during the financial crisis[J]. The Journal of Finance, 2017, 72 (4) : 1785-1824.
- [46]Ramalingegowda, S., Utke, S., Yu, Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38 (1) : 208-241.
- [47]Verheyden, T., Eccles, R. G., Feiner, A. ESG for all? The impact of ESG screening on return, risk, and diversification[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2016, 28 (2) : 47-55.

Chain Shareholders and Corporate ESG Information Disclosure

LIN Zhong-gao, WEI Wen-tao

Abstract: Based on the empirical data of A-share non-financial listed companies from 2010 to 2021, this paper empirically tests the impact of chain shareholders on corporate ESG information disclosure. It is found that chain shareholders can exert the effect of collaborative governance and significantly improve the ESG information disclosure of enterprises. After a series of endogeneity and robustness tests, this conclusion still holds. Mechanism test shows that improving information transparency, mitigating agency problems and reducing financing constraints are the possible paths for chain shareholders to promote ESG information disclosure. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of chain shareholders on ESG information disclosure is more significant in stable chain shareholders and enterprises with high environmental sensitivity. The research results not only enrich the research on the economic consequences of chain shareholders theoretically and empirically, but also expand the research on the driving factors of enterprise ESG information disclosure, providing certain reference for regulators to reasonably guide and continuously promote the standardization of ESG information disclosure system.

Key words: chain shareholders; ESG information disclosure; information transparency; agency problems; financing constraints

(责任编辑 杨亚彬)