

共同机构投资者如何影响企业ESG表现？

何青 庄朋涛

(南开大学金融学院，天津 300350)

摘要：践行ESG理念是企业可持续发展的必由之路，也是实现我国经济高质量发展的重要抓手。共同机构投资者作为资本市场重要参与者，能对企业管理决策产生重要影响，从而影响企业ESG表现。本文基于2010—2020年A股上市公司数据，实证检验了共同机构投资者与企业ESG表现之间的关系。研究发现：共同机构投资者能够通过发挥治理效应和协同效应提升企业ESG表现，但其退出威胁并没有对企业ESG表现产生显著作用；进一步，对于融资约束较高和媒体关注度较低的企业，共同机构投资者的提升作用更加明显，但只有长期共同机构投资者才能产生治理协同效应。本文结论不仅可以为企业制定ESG投资战略提供理论指导，对推动经济高质量发展也具有重要的启示意义。

关键词：共同机构投资者；ESG；治理效应；协同效应

Abstract: Practicing the ESG (Environmental, Social and Governance) concept is the only way for enterprises to achieve sustainable development, and also an important way to achieve high-quality development of China's economy. As an important participant in the capital market, common institutional investors can have an important impact on enterprise management decisions, so as to improve the ESG performance of enterprises. Based on the data of A-share listed companies from 2010 to 2020, this paper empirically tests the relationship between the common institutional investors and the ESG performance of enterprises. The research finds that the common institutional investors can improve the ESG performance of enterprises by playing the governance effect and the synergistic effect, but their "withdrawal menace" does not have a significant impact on the ESG performance of enterprises. Further research shows that for enterprises with high financing constraints and low media attention, the influence of common institutional investors on improving ESG performance is more significant, but only long-term common institutional investors have the governance and synergistic effect. The conclusions of this paper can not only provide theoretical guidance for enterprises to formulate ESG investment strategies, but also have important implications for promoting high-quality economic development.

Key words: common institutional investors, ESG, governance effect, synergistic effect

作者简介：何青，管理学博士，南开大学金融学院教授、博士生导师，研究方向：公司金融和资本市场。庄朋涛(通讯作者)，南开大学金融学院博士生，研究方向：公司金融。

中图分类号：F272 **文献标识码：**A

一、引言

随着可持续发展政策和“双碳”目标的推进，绿色低碳发展已成为全社会共识。在经济高质量发展的同时，如何帮助企业建立与自然、社会的和谐关系，规避发展陷阱，已经成为社会各界关注的重要议题。环境、社会 and 治理(Environment, Social and Governance, 以下简称ESG)实践作为实现企业高质量可持续发展的重要路径，是企业在传统的利润最大化运营目标下将环境、社会责任以及公司

治理纳入经营决策，推进经济、社会和环境协调发展的重要举措。已有研究表明，良好的ESG表现不仅能够改善经营效率，还能进一步提升企业业绩和价值(Ghoul et al., 2018; Anwar and Malik, 2020; 高杰英等, 2021; 李井林等, 2021; 王琳璘等, 2022)^{[8][11][18][19][23]}。然而，现阶段我国上市企业的ESG表现仍存在较多不足，2021年第四季度Wind ESG评级结果显示，A股上市企业ESG表现处于领先水平(AA级及以上)的公司数量仅为74家，不足2%，有一半的企业ESG表现处于待提升阶段(BB级及以下)。在

此背景下,探讨如何提升企业ESG表现对监管部门和上市公司均具有重要意义。

考虑到企业良好的ESG表现能够为投资者带来持续稳定的回报,越来越多的机构投资者将企业ESG表现作为投资决策的因素之一(周方召等,2020)^[28]。同时,机构投资者作为资本市场上“成熟的投资者”,也会对持股企业ESG实践产生重要影响。现有关于机构投资者对ESG实践活动作用效果的研究主要从社会责任、绿色绩效等角度考察,但并没有考虑到被持股同行业企业之间的相互联系。事实上,自中国证监会提出“超常发展机构投资者”以来,资本市场上持有同行业两家及以上企业股份的机构投资者(即共同机构投资者)数量明显增多。据统计,中国34%以上的上市公司拥有共同机构投资者(杜勇等,2021)^[16]。与仅持有一家企业股份的机构投资者(即一般机构投资者)相比,共同机构投资者不仅能够参与公司治理,还能作为枢纽传递和整合行业资源,发挥协同效应。在投资组合价值最大化目标下,这些特征能够使共同机构投资者对企业产生更强的作用效果。一方面,持有同行业多家企业股份的共同机构投资者能够使治理外部性内部化,且具有更强的动机和能力完善公司治理制度(He et al., 2019; Ramalingegowda et al., 2021; 杜勇等, 2021; 邢斐等, 2021)^{[9][13][16][26]},促使企业战略性地加大ESG投入以提高市场地位,从而获取长期可持续回报;另一方面,共同机构投资者能够发挥协同效应促进企业之间信息共享,加强企业之间协调合作(周冬华和黄沁雪,2021)^[27],增强企业ESG投入的内在动力和实践能力,提升企业ESG表现。因此,本文将过往研究中经常讨论的一般机构投资者更换为共同机构投资者,着重考察共同机构投资者对企业ESG表现的影响及作用机理。这更符合目前中国资本市场上机构投资者的现状,对于政府和企业识别机构投资者在促进企业可持续发展道路过程中发挥的作用具有重要意义。

本文的边际贡献在于:(1)为正确认识机构投资者与企业ESG表现之间的关系提供了新视角。以往研究主要从一般机构投资者的角度出发研究其对ESG某一维度表现(如社会责任、环境绩效)的影响,未考虑同行业被持股企业之间的相互影响。本文从横向关联视角考察共同机构投资者产生的治理效应和协同效应对企业ESG表现的影响,能够更准确地评价机构投资者的作用,为政策制定

提供有力的理论支撑。(2)深化了共同机构投资者对微观企业影响的相关研究。以往研究多数只关注共同机构投资者对公司经营和股东产生的经济影响,少有从社会价值视角考察共同机构投资者的作用,本文以ESG表现衡量企业对社会做出的贡献,揭示了共同机构投资者所创造的非经济效应,不仅丰富了ESG表现影响因素的研究,也为企业提升ESG表现提供新视角。(3)本文从持股期限、企业内外部环境等多角度揭示了共同机构投资者提升企业ESG表现的异质性特征,结论能够为企业制定ESG投资策略提供有针对性的理论指导,也能为监管部门制定差异化政策、推动经济绿色可持续发展提供重要参考。

二、文献综述

ESG表现作为外界投资者评估企业社会价值的重要指标,是衡量企业高质量发展的重要依据。良好的ESG表现不仅能够通过增强创新能力提升企业绩效(Zhang et al., 2020; 李井林, 2021)^{[14][19]},还可以增强企业融资能力(邱牧远和殷红, 2019)^[22],提高企业经营效率(Anwar and Malik, 2020; 高杰英等, 2021)^{[11][18]}。王琳璘等(2022)^[23]研究发现,良好的ESG表现可以缓解融资约束、改善企业效率并降低财务风险,从而提升企业价值。同时,现有关于如何提升企业ESG表现的研究,主要基于企业社会责任的视角从外部制度环境、高管特征和财务特征等层面展开,认为公司治理越好,企业的社会责任水平就越高(吴德军, 2016)^[25]。柳学信等(2022)^[20]从党组织的角度出发,发现党组织能够通过强化公司治理,提升企业ESG表现。那么,作为企业外部治理机制之一的共同机构投资者会如何影响企业的ESG表现呢?

共同机构投资者是指持有同行业两家及以上企业股份的机构投资者(He and Huang, 2017)^[10]。相较于一般机构投资者,这类机构投资者拥有更强的信息优势和治理能力。目前,国内外学者们主要从公司治理、市场竞争、企业风险等方面考察了共同机构投资者产生的经济效应,认为共同机构投资者能够发挥治理效应,履行监督职能(He et al., 2019)^[9],提高监督效率,通过约束管理层的自利行为减少盈余管理(Ramalingegowda et al., 2021; 杜勇等, 2021)^{[13][16]},降低企业风险(Jiang et al., 2022)^[12],并促使企业战略性地使用社会责任投资来提高

市场地位(Dai and Qiu, 2020)^[5]。同时,共同机构投资者能通过促进企业间的信息共享,增强会计信息可比性(周冬华和黄沁雪, 2021)^[27],加强企业之间的协调合作,提高企业竞争力(Azar et al., 2018)^[2],进而提升企业绩效(Healey and Mintz, 2021)^[11]。但也有部分学者认为共同机构投资者会降低市场竞争(Azar et al., 2018)^[2],抑制社会责任投资动机(Cheng et al., 2022; 潘越, 2020)^{[4][21]},对企业业绩产生负面影响(Backus et al., 2021)^[3]。

总体而言,现有研究普遍认为共同机构投资者能够影响企业的经营决策并产生一定的经济效应。然而,现有关于共同投资者与企业ESG表现的研究较少,虽然部分学者从社会责任的视角考察了共同机构投资者的作用,但尚未达成一致意见,且社会责任只是企业ESG表现的一部分,无法体现其全貌。同时,关于企业ESG表现的文献侧重于研究其经济后果,探究其影响因素的较少。基于此,本文研究共同机构投资者对企业ESG表现的影响及其作用机制,具有重要的学术价值和现实意义。

三、理论分析与研究假设

不同于一般的财务指标,ESG表现是对企业在环境、社会和公司治理层面的综合评价,也是衡量企业可持续发展能力及其金融价值的重要指标。ESG表现较好的企业可以获得利益相关者和投资者的信任,具有较强的抗风险能力和外部竞争优势。相反,ESG表现较差的企业往往存在一定的经营风险,可能直接影响投资者利益。如2020年4月,瑞幸咖啡财务造假事件使投资者遭受了严重损失。然而,从目前ESG评级结果看,我国企业的ESG表现还有待提升,阻碍企业主动提升ESG表现的原因主要在于:一是增加ESG投入会占用企业资源,且回报周期较长,而管理层考核机制一般与企业短期绩效相关,管理层践行ESG战略的意愿较弱,导致ESG投入不足。二是由于技术落后、治理经验不足以及资源约束等问题,企业践行ESG战略的成本较高,大量企业并不具备进一步提升ESG表现的能力。

共同机构投资者作为内部利益相关者之一,其目标是实现整个投资组合的价值最大化,推动持股企业践行ESG理念获得稳定持续投资回报的意愿较强。同时,与其他股东和一般机构投资者相比,共同机构投资者不仅拥

有更强的治理动机和能力,还能借助特有的信息网络优势,通过发挥治理作用和协同作用提升公司ESG表现。

一方面,共同机构投资者具有更强的动机和能力主动参与企业治理,促使企业加大ESG投入,提升企业ESG表现。其一,由于同行业企业的经营模式、外部环境等特征总体相似,共同机构投资者能够将在某一企业积累的治理经验迁移到同行业其他企业,降低主动参与治理的成本(Ramalingegowda et al., 2021)^[13]。因此,在权衡治理成本与收益后,共同机构投资者为获得稳定持续的投资回报,具有更强的动机通过积极交流、投票表决等方式参与企业经营决策(杜勇等, 2021)^[16],促使企业战略性地增加ESG投入,提升企业ESG表现。其二,共同机构投资者丰富的行业管理经验和私人信息也增强了其在被持股企业的话语权和治理能力(Edmans et al., 2019)^[7],使其能够有效识别和约束管理层的自利行为,增强管理层加大ESG投入的意愿。且在现阶段ESG理念盛行的情况下,共同机构投资者可以在董事会或股东大会上凭借信息优势和市场地位提出践行ESG战略的建议,如果建议不被采纳,还能采取退出威胁等手段与管理层或其他股东进行博弈,使企业为避免股价出现大幅下跌而不得不增加ESG投入以增强可持续发展能力。

另一方面,由于ESG投入会挤出主营业务投资,部分企业即使有意愿提升ESG表现,但在保证正常经营活动的前提下缺乏多余资源支撑庞大的ESG投入,存在“有心无力”的现象。共同机构投资者能够通过充当企业之间的关联节点帮助企业建立战略同盟,协调企业之间的资源,加强企业之间的联系和合作(周冬华和黄沁雪, 2021; 杜善重和马连福, 2022)^{[27][15]},降低企业ESG实践成本。其一,共同机构投资者建立的战略同盟能够降低企业信息搜寻成本,使企业可以直接模仿同行业其他企业的ESG战略,降低ESG实践成本,增强ESG实践动机。其二,共同机构投资者在投资组合价值最大化的目标下,会促进企业间无形资源和有形资源的相互协调(杜勇等, 2022)^[17],不仅能够缓解企业与债权人之间的信息不对称,降低违约风险,使债权人要求的风险补偿减少,还能够降低交易成本,从而使同行业企业之间能够签订更多低成本的债务契约,缓解企业面临的资源约束和融资压力(He and Huang, 2017)^[10],增强企业提升ESG表现的动机。

基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：共同机构投资者能够提升企业ESG表现。

H2：共同机构投资者主要通过发挥治理效应和协同效应提升企业ESG表现。

四、研究设计

(一)样本选取和数据来源

本文以2010—2020年A股上市公司作为研究样本，并对样本做了如下处理：(1)删除金融行业、房地产行业公司样本；(2)删除ST、*ST和PT公司样本；(3)删除关键变量缺失的样本；(4)对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理，最终得到19183个公司-年度有效观测值。企业ESG评级数据来源于Wind数据库；共同机构投资者相关指标数据是根据国泰安CSMAR数据库提供的季度机构投资者持股详细数据手工整理所得，其他财务数据均来自国泰安CSMAR数据库。

(二)变量定义和模型设定

1.被解释变量：企业ESG表现(ESG)

本文选用华证ESG评价体系来构造企业ESG表现的衡量指标。现阶段，国内主要有华证、商道融绿、社会价值投资联盟以及万得等机构开展了ESG评价，不同主体推出的ESG评价具有较明显的差异特征。具体来说，社会价值投资联盟评级和商道融绿评级仅覆盖一部分成份股，且更新频率分别为半年度和年度；万得评级则更加侧重于从财务重要性角度评估企业ESG表现，虽然也覆盖了全部A股，但仅追溯到了2017年，样本区间较短。相比之下，华证ESG评级相对更加贴近中国市场，且华证ESG评级覆盖全部A股，更新频率为季度，涵盖了一级指标3个(环境、社会和公司治理)、二级指标14个(环境管理体系、绿色经营目标、绿色产品、外部环境认证、环境违规事件、制度体系、健康与安全、社会贡献、质量管理、制度建设、治理结构、经营活动、经营风险、外部处分)、三级指标26个，底层数据指标超过130个，并参考汤森路透的重要性矩阵将底层指标自下而上按照行业权重矩阵加总，用行业加权平均法按照季度对企业进行ESG表现评价，最终得到从低到高C~AAA的九档评级。同时，由于华证ESG评价指标体系没有将机构投资者持股情况作为评价标准，避免了回归分析中产生内生性问题，且其中如乡村

振兴等指标更能够反映我国实际情况。因此，本文借鉴王禹等(2022)^[24]、高杰英等(2021)^[18]和王琳璘等(2022)^[23]的研究，将华证评级C~AAA分别赋值为1~9，并将各季度评分取均值衡量企业年度ESG表现。

2.解释变量：共同机构投资者持股(CI)

借鉴He and Huang(2017)^[10]、杜勇等(2021)^[16]的研究，本文构建共同机构投资者虚拟变量(*CI**dum*)、共同机构投资者数量(*CI**num*)和共同机构投资者持股比例(*CI**ratio*)作为衡量企业共同机构投资者情况的指标(具体构建方法见表1)。考虑到持股5%以上的股东才能对企业的管理决策产生重要影响，本文只保留持股比例不低于5%的机构投资者。

此外，本文还控制了其他可能影响企业ESG表现的因素，具体控制变量如表1所示。

3.模型设定

首先，为考察共同机构投资者与企业ESG表现之间关系，本文构建了模型(1)对假设H1进行检验：

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CI_{i,t} + \alpha_2 Ctrls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，*ESG*_{*i,t*}为*i*企业在*t*年的ESG表现，*CI*_{*i,t*}为*i*企业在*t*年共同机构投资者持股情况，根据不同的测度标准，分

表1 变量定义

类型	符号	名称	说明
被解释变量	ESG	企业ESG表现	季度上根据华证ESG评级由低到高赋值为1~9，取年度均值
解释变量	<i>CI</i> <i>dum</i>	共同机构投资者虚拟变量	季度上拥有共同机构投资者(持有同行业两家及以上企业不低于5%股份的机构投资者)取值为1，否则为0
	<i>CI</i> <i>num</i>	共同机构投资者数量	在季度上，计算出企业拥有的共同机构投资者数量，求出年度均值后加1取对数
	<i>CI</i> <i>ratio</i>	共同机构投资者持股比例	在季度上，计算出企业所有共同机构投资者持股比例之和，取年度均值
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	年末总资产的自然对数
	<i>Dual</i>	两职合一	董事长和总经理一人兼任则取值为1，否则为0
	<i>Lev</i>	资产负债率	年末总负债/年末总资产
	<i>Roa</i>	资产报酬率	年末净利润/年末总资产
	<i>Growth</i>	公司成长性	本年度与上年度的营业收入之差/本年度营业收入
	<i>Board</i>	董事会规模	董事人数的自然对数值
	<i>Indr</i>	独立董事比例	独立董事人数占董事人数的比例
	<i>Cr</i>	第一大股东持股比例	第一大股东持股数量/总股数
	<i>Ins</i>	机构投资者持股比例	机构投资者持股数量/总股数
	<i>Cf</i>	经营现金流	经营活动产生现金净流量/总资产
	<i>Soe</i>	产权性质	国有企业取值为1；非国有企业取值为0
	<i>Ggdp</i>	地区GDP增长率	(当年国内生产总值-上年国内生产总值)/上年国内生产总值
	<i>Year</i>	年度	年度虚拟变量
	<i>Ind</i>	行业	行业虚拟变量(参照证监会2012版行业分类，制造业二级分类，其余行业一级分类)

为共同机构投资者虚拟变量(*CI**dum*)、共同机构投资者数量(*CI**num*)和共同机构投资者持股比例(*CI**ratio*)；*Ctrl**s*_{*i,t*}为控制变量； $\sum Year$ 和 $\sum Ind$ 分别表示年度和行业固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

其次，为考察共同机构投资者是否能通过发挥治理效应提升企业ESG表现，本文使用Sobel中介因子检验方法，以机构投资者调研次数(*Irtime*)作为中介因子，验证共同机构投资者能否通过发挥治理效应提升ESG表现。为此，在模型(1)的基础上构建模型(2)至(3)进行检验：

$$Irtime_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1CI_{i,t}+\gamma Ctrl s_{i,t}+\sum Year+\sum Ind+\varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$ESG_{i,t}=\delta_0+\delta_1CI_{i,t}+\delta_2Irtime_{i,t}+\delta Ctrl s_{i,t}+\sum Year+\sum Ind+\varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

利用模型(1)~(3)检验共同机构投资者能否发挥治理效应，若回归系数 α_1 、 γ_1 和 δ_1 均显著，回归系数 δ_1 的绝对值低于回归系数 α_1 ，且Sobel检验能够显著，则表示共同机构投资者能够通过发挥治理效应提升企业ESG表现。

再次，为考察共同机构投资者是否能通过发挥协同效应提升企业ESG表现，本文以债务融资成本(*Cost*)作为中介因子，在模型(1)的基础上构建模型(4)~(5)进行检验：

$$Cost_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1CI_{i,t}+\gamma Ctrl s_{i,t}+\sum Year+\sum Ind+\varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

$$ESG_{i,t}=\delta_0+\delta_1CI_{i,t}+\delta_2Cost_{i,t}+\delta Ctrl s_{i,t}+\sum Year+\sum Ind+\varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

利用模型(1)、模型(4)~(5)进一步检验共同机构投资者能否发挥协同效应。若回归系数 α_1 、 γ_1 和 δ_1 均显著，回归系数 δ_1 的绝对值低于回归系数 α_1 ，且Sobel检验能够显著，则表示共同机构投资者能发挥协同效应，降低企业ESG实践成本进而提升企业ESG表现。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2报告了变量的描述性统计结果。上市企业ESG表现的均值为6.52，说明企业ESG的平均评级在BBB~A之间，与王禹等(2022)^[24]、王琳璘等(2022)^[23]的研究相似，标准差为1.07，说明企业之间的ESG表现存在明显差异；共同机构投资者虚拟变量(*CI**dum*)的均值为0.20，说明样本中20%的企业拥有共同机构投资者；共同机构投资者数量(*CI**num*)均值为0.13，标准差为0.28，说明企业之间拥有的共同机构投资者数量存在着较大差异；共同机构投资者持股比例(*CI**ratio*)的均值为5.14%，最大值为62.43%，说明大部分共同机构投资者已经具有参与公司经营

表2 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	与ESG的相关系数
ESG	19183	6.524	1.070	1.000	9.000	
CI <i>dum</i>	19183	0.200	0.400	0.000	1.000	0.17***
CI <i>num</i>	19183	0.132	0.280	0.000	1.099	0.19***
CI <i>ratio</i>	19183	0.051	0.131	0.000	0.624	0.18***
Size	19183	22.310	1.289	19.980	26.207	0.36***
Dual	19183	0.235	0.424	0.000	1.000	-0.09***
Lev	19183	0.436	0.199	0.060	0.881	0.08***
Roa	19183	0.038	0.057	-0.222	0.190	0.12***
Growth	19183	0.165	0.387	-0.501	2.482	-0.03***
Board	19183	2.152	0.196	1.609	2.708	0.16***
Indr	19183	0.372	0.053	0.333	0.571	-0.01
Cr	19183	0.356	0.149	0.092	0.749	0.12***
Ins	19183	0.514	0.201	0.082	0.910	0.21***
Cf	19183	0.051	0.066	-0.136	0.237	0.09***
Soe	19183	0.459	0.498	0.000	1.000	0.25***
Ggdp	19183	0.095	0.046	0.005	0.230	0.01

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平下显著，下表同。

营管理的持股水平，标准差为13.06%，说明样本企业间共同机构投资者持股比例存在较大差异。此外，共同机构投资者衡量指标(*CI**dum*、*CI**num*、*CI**ratio*)与ESG表现(*ESG*)的相关系数分别为0.17、0.19和0.18且均在1%水平下显著，可以初步推断共同机构投资者与ESG表现之间存在正相关关系，即共同机构投资者能够提升企业ESG表现。

(二)基准回归分析

表3报告了共同机构投资者与企业ESG表现的回归结果。列(1)~(3)为不加入控制变量的结果，共同机构投资者代理变量(*CI**dum*、*CI**num*、*CI**ratio*)的回归系数均在1%水平下显著为正。列(4)~(6)在加入控制变量后，*CI**dum*、*CI**num*和*CI**ratio*的回归系数依然在1%水平下显著为正，说明共同机构投资者能够提升企业ESG表现，支持了假设H1。

(三)机制检验

前文验证了共同机构投资者提升企业ESG表现的作用，本部分着重检验共同机构投资者是否通过发挥治理效应和协同效应提升企业ESG表现，又或是仅通过其中一种效应发挥作用。

1.共同投资者的治理效应检验

本文以机构投资者调研次数(*Irtime*)作为共同机构投资者治理效应的代理变量，原因在于：调研次数越多，表明共同机构投资者参与企业治理的意愿较强；相反，若共同机构投资者不愿参与企业治理，那么就不会浪费

表3 共同机构投资者与企业ESG表现

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG
<i>Cldum</i>	0.440*** (22.98)			0.104*** (5.61)		
<i>Clnum</i>		0.695*** (25.46)			0.185*** (6.83)	
<i>Clratio</i>			1.333*** (23.06)			0.303*** (5.24)
<i>Size</i>				0.301*** (41.49)	0.298*** (40.99)	0.302*** (41.69)
<i>Dual</i>				0.002 (0.14)	0.002 (0.11)	0.003 (0.19)
<i>Lev</i>				-0.528*** (-11.56)	-0.524*** (-11.49)	-0.528*** (-11.58)
<i>Roa</i>				1.894*** (11.83)	1.907*** (11.92)	1.924*** (11.99)
<i>Growth</i>				-0.129*** (-7.04)	-0.127*** (-6.97)	-0.128*** (-7.03)
<i>Board</i>				0.174*** (3.86)	0.170*** (3.78)	0.175*** (3.87)
<i>Indr</i>				0.248 (1.59)	0.237 (1.53)	0.249 (1.61)
<i>Cr</i>				-0.041 (-0.69)	-0.027 (-0.46)	-0.082 (-1.39)
<i>Ins</i>				0.066 (1.46)	0.052 (1.14)	0.073 (1.59)
<i>Cf</i>				0.183 (1.53)	0.181 (1.52)	0.190 (1.59)
<i>Soe</i>				0.301*** (18.18)	0.297*** (17.93)	0.301*** (18.09)
<i>Ggdp</i>				0.663** (2.37)	0.667** (2.38)	0.696** (2.49)
截距项	6.001*** (78.37)	6.012*** (78.43)	6.014*** (78.88)	-1.053*** (-5.45)	-0.985*** (-5.07)	-1.063*** (-5.49)
年度/行业	是	是	是	是	是	是
样本量	19183	19183	19183	19183	19183	19183
调整R ²	0.10	0.10	0.10	0.24	0.24	0.24

注：括号内数字是t值，下表同。

额外努力进行调研活动。模型(2)和模型(3)的回归结果如表4列(1)~(6)所示，在被解释变量为*Irtime*时，*Cldum*、*Clnum*、*Clratio*的回归系数均在1%水平下显著，说明共同机构投资者能够显著促进调研活动，增强“用手投票”的意愿。模型(3)中的中介因子*Irtime*回归系数均在5%水平下显著为正，且Sobel检验统计量值均在5%水平下显著。这表明共同机构投资者能够通过发挥治理效应促使企业开展ESG实践活动，进而提升ESG表现。

此外，本文还借鉴Dou et al.(2018)^[6]的方法，使用股票流动性与共同机构投资者竞争程度的交乘项作为退出威胁(*Net*)的代理变量，验证共同机构投资者的退出威胁效应，发现共同机构投资者的退出威胁并未对企业ESG表现产生显著作用(限于篇幅，检验结果略)。

2.共同机构投资者的协同效应检验

共同机构投资者能够成为信息传递的关联点，加强

表4 机制检验——治理效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Irtime</i>	ESG	<i>Irtime</i>	ESG	<i>Irtime</i>	ESG
<i>Cldum</i>	0.910*** (4.94)	0.124*** (6.06)				
<i>Clnum</i>			1.267*** (4.81)	0.218*** (7.48)		
<i>Clratio</i>					2.493*** (4.51)	0.367*** (5.89)
<i>Irtime</i>		0.002** (2.22)		0.002** (2.18)		0.002** (2.24)
<i>Size</i>	0.847*** (8.60)	0.312*** (39.79)	0.844*** (8.59)	0.310*** (39.32)	0.857*** (8.56)	0.313*** (40.01)
<i>Dual</i>	0.567*** (4.72)	0.002 (0.09)	0.564*** (4.71)	0.001 (0.05)	0.573*** (4.77)	0.002 (0.14)
<i>Lev</i>	-2.345*** (-5.75)	-0.580*** (-11.66)	-2.342*** (-5.74)	-0.577*** (-11.60)	-2.357*** (-5.79)	-0.581*** (-11.68)
<i>Roa</i>	9.135*** (11.06)	1.828*** (10.74)	9.201*** (11.14)	1.842*** (10.82)	9.374*** (11.34)	1.864*** (10.92)
<i>Growth</i>	0.265** (2.28)	-0.121*** (-6.14)	0.272** (2.35)	-0.119*** (-6.07)	0.266** (2.29)	-0.121*** (-6.13)
<i>Board</i>	2.389*** (4.62)	0.203*** (4.06)	2.366*** (4.59)	0.198*** (3.96)	2.394*** (4.64)	0.204*** (4.06)
<i>Indr</i>	3.477* (1.77)	0.388** (2.27)	3.434* (1.75)	0.373** (2.19)	3.509* (1.79)	0.390** (2.29)
<i>Cr</i>	0.896** (2.43)	0.046 (0.92)	0.859** (2.33)	0.030 (0.60)	0.968*** (2.63)	0.053 (1.08)
<i>Ins</i>	-2.501*** (-5.56)	0.039 (0.60)	-2.477*** (-5.50)	0.054 (0.83)	-2.858*** (-6.36)	-0.010 (-0.15)
<i>Cf</i>	1.183 (1.13)	0.297** (2.22)	1.205 (1.15)	0.295** (2.21)	1.283 (1.22)	0.310** (2.32)
<i>Soe</i>	-1.412*** (-11.86)	0.339*** (18.61)	-1.410*** (-11.83)	0.334*** (18.33)	-1.402*** (-11.99)	0.339*** (18.52)
<i>Ggdp</i>	11.161*** (5.75)	0.460 (1.34)	11.152*** (5.74)	0.454 (1.32)	11.405*** (5.83)	0.494 (1.44)
截距项	-21.276*** (-6.54)	-1.114*** (-5.31)	-21.146*** (-6.52)	-1.040*** (-4.93)	-21.450*** (-6.58)	-1.123*** (-5.35)
Sobel Z值	2.05**		2.00**		2.05**	
年度/行业	是	是	是	是	是	是
样本量	16828	16828	16828	16828	16828	16828
调整R ²	0.06	0.26	0.06	0.26	0.06	0.26

同行业企业之间的资源共享及协作效率，提升企业债务融资能力，从而降低ESG实践成本，增强企业ESG实践动机。为此，本文选取债务融资成本(*Cost*)作为企业债务融资能力的代理变量，考察共同机构投资者能否通过发挥协同效应提升企业ESG表现。模型(4)和模型(5)的回归检验结果如表5列(1)~(6)所示，模型(4)中*Cldum*、*Clnum*、*Clratio*的系数均在1%水平下显著，说明共同机构投资者能够发挥协同效应，降低企业债务融资成本。模型(5)中的中介因子回归系数均在1%水平下显著为正，且Sobel检验统计量值均在1%水平下显著，表明共同机构投资者能够通过发挥协同效应，降低债务融资成本，增强企业ESG实践动机进而提升企业ESG表现。

综上所述，本文发现共同机构投资者不仅能通过主动参与企业治理，发挥治理效应提升企业ESG表现；还

能发挥协同效应，通过协调同行业企业之间的信息和资源，加强企业间合作，降低ESG实践成本进而提升企业ESG表现。以上结果支持了假设H2。

(四)稳健性检验

本文使用Heckman两阶段模型、工具变量法和倾向得分匹配法(PSM)解决可能存在的内生性问题；同时，采用高阶固定效应模型、更换核心变量测度标准和延长观测窗口进一步验证结论。

1.内生性检验

(1)Heckman两阶段模型

由于共同机构投资者在股票投资时一般会选择公司业绩良好具有高成长性的企业，而这类企业通常也具有良好的ESG表现，导致本文样本可能存在自选择问题。为缓解这一问题，参考潘越等(2020)^[21]的研究，本文采用Heckman

表5 机制检验——协同效应检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cost	ESG	Cost	ESG	Cost	ESG
Cldum	-0.002*** (-7.93)	0.098*** (5.29)				
Clnum			-0.003*** (-8.25)	0.177*** (6.52)		
Clratio					-0.005*** (-7.05)	0.291*** (5.02)
Cost		-3.266*** (-6.15)		-3.225*** (-6.07)		-3.294*** (-6.21)
Size	0.001*** (9.32)	0.304*** (41.80)	0.001*** (9.43)	0.301*** (41.30)	0.001*** (9.09)	0.304*** (42.00)
Dual	-0.001*** (-3.42)	-0.000 (-0.03)	-0.001*** (-3.40)	-0.001 (-0.05)	-0.001*** (-3.48)	0.000 (0.02)
Lev	0.024*** (34.21)	-0.448*** (-9.46)	0.024*** (34.16)	-0.445*** (-9.41)	0.024*** (34.22)	-0.447*** (-9.45)
Roa	-0.055*** (-22.37)	1.743*** (10.75)	-0.055*** (-22.44)	1.758*** (10.84)	-0.055*** (-22.52)	1.770*** (10.90)
Growth	-0.001*** (-3.33)	-0.133*** (-7.24)	-0.001*** (-3.39)	-0.131*** (-7.18)	-0.001*** (-3.33)	-0.133*** (-7.23)
Board	-0.001 (-1.62)	0.171*** (3.79)	-0.001 (-1.54)	0.167*** (3.71)	-0.001* (-1.65)	0.172*** (3.81)
Indr	-0.003 (-1.58)	0.237 (1.53)	-0.003 (-1.52)	0.226 (1.46)	-0.003 (-1.61)	0.238 (1.54)
Cr	-0.003*** (-4.82)	0.058 (1.27)	-0.003*** (-4.59)	0.044 (0.96)	-0.003*** (-5.06)	0.064 (1.39)
Ins	-0.009*** (-10.73)	-0.073 (-1.23)	-0.009*** (-10.84)	-0.059 (-1.00)	-0.008*** (-9.91)	-0.112* (-1.90)
Cf	0.012*** (6.59)	0.197* (1.66)	0.012*** (6.59)	0.194 (1.64)	0.012*** (6.51)	0.204* (1.72)
Soe	-0.003*** (-12.84)	0.291*** (17.47)	-0.003*** (-12.80)	0.287*** (17.23)	-0.003*** (-12.97)	0.291*** (17.37)
Ggdp	0.007* (1.89)	0.698** (2.49)	0.007* (1.87)	0.701** (2.50)	0.007* (1.74)	0.730*** (2.60)
截距项	0.006** (2.04)	-1.031*** (-5.34)	0.005* (1.83)	-0.965*** (-4.98)	0.006** (2.21)	-1.038*** (-5.38)
Sobel Z值	4.86***		4.87***		4.55***	
年度/行业	是	是	是	是	是	是
样本量	19154	19154	19154	19154	19154	19154
调整R ²	0.28	0.24	0.28	0.24	0.28	0.24

两阶段法进行检验，构建第一阶段Probit模型如下：

$$Cldum_{i,t}=\beta_0+\beta Lag_Ctrls_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$
 (6)

其中， $Cldum_{i,t}$ 表示*i*企业在*t*年是否拥有共同机构投资者； $Lag_Ctrls_{i,t}$ 表示企业特征变量的滞后项，选择企业特征变量滞后项的原因主要在于共同机构投资者只能根据企业上一期的财务表现和经营状况决定是否进行投资。在第一阶段中利用模型(6)考察企业上一期财务和治理结构变量是否能够影响共同机构投资者的股票选择，并计算出逆米尔斯比率(IMR)。之后在第二阶段中将逆米尔斯比率(IMR)加入模型(1)中重新进行回归，以纠正选择性偏差对结论造成的偏误。检验结果如表6所示，逆米尔斯比率(IMR)与企业ESG表现存在显著负相关关系，说明样本确实存在自选择问题； $Cldum$ 、 $Clnum$ 和 $Clratio$ 依然在1%水平下显著为正，说明在控制样本自选择问题后，共同机构投资者依然能够提升企业ESG表现，与前文结论一致。

(2)工具变量法

ESG表现的提升可能并不是由共同机构投资者引起的，而是共同机构投资者更容易获取到ESG表现较好企业的信息，从而偏好于持有ESG表现较好企业的股票，这类问题将会对估计造成偏误。为此，本文借鉴邢斐等(2021)^[26]的研究，选取所在行业共同机构投资者持股比例均值($AvCI$)作为工具变量进行2SLS检验。选择该工具变量的原因在于：一是满足相关性要求。由于同行业上市企业在外部宏观环境和技术、资本结构以及管理等内部条件方面都具有一定的相似性，因此，一家企业所拥有的共同机构投资者情况与行业内共同机构投资者持股比例均值存在相关性。二是满足外生性要求。行业共同机构投资者的均值并不会影响单个企业的ESG实践情况，

表6 内生性检验——Heckman两阶段法			
	(1)	(2)	(3)
	ESG	ESG	ESG
Cldum	0.104*** (5.09)		
Clnum		0.184*** (6.31)	
Clratio			0.309*** (5.03)
IMR	-0.266*** (-4.36)	-0.268*** (-4.40)	-0.269*** (-4.42)
控制变量	是	是	是
年度/行业	是	是	是
样本量	16399	16399	16399
调整R ²	0.25	0.25	0.25

从而也不会对企业ESG表现产生影响。

表7报告了两阶段最小二乘法(2SLS)的回归结果，列(1)~(3)报告了第一阶段的检验结果，工具变量(*AvCI*)的回归系数均在1%水平下显著为正，且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)，证明选取的工具变量是有效的。列(4)~(6)报告了第二阶段的回归结果，*Cldum*、*Clnum*和*Clratio*的回归系数均在1%水平下显著为正，说明在消除反向因果问题后共同机构投资者依然能够显著提升企业ESG表现，与前文结论一致。

(3)倾向得分匹配(PSM)检验

为进一步缓解选择偏误问题，本文采用倾向得分匹配(PSM)法进行检验，具体步骤如下：按照当年是否拥有共同机构投资者(*Cldum*)将样本划分为处理组和控制组，之后将前文所述的控制变量作为协变量，使用1:1最近邻匹配方法在对照组中找出与处理组特征相似的样本，共得到5307个观测值。企业ESG表现的平均处理效应(ATT)为0.096，且在1%水平下显著。这表明相较于没有共同机构投资者的企业，拥有共同机构投资者的企业ESG表现平均要高0.096左右，这与基准回归得出的结果(0.1039)较为接近，平衡性检验结果显示处理组和对照组无系统性差异。在此基础上，本文将匹配后的样本重新使用模型(1)进行回归检验，表8报告了的回归结果，结果显示*Cldum*、*Clnum*和*Clratio*的回归系数依然在1%水平下显著为正，说明共同机构投资者能够提升企业ESG表现，进

表7 内生性检验——工具变量法

	第一阶段			第二阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Cldum</i>	<i>Clnum</i>	<i>Clratio</i>	<i>ESG</i>	<i>ESG</i>	<i>ESG</i>
<i>AvCI</i>	2.035*** (5.92)	1.447*** (5.84)	0.783*** (6.01)			
<i>Cldum</i>				1.938*** (3.48)		
<i>Clnum</i>					2.725*** (3.49)	
<i>Clratio</i>						5.039*** (3.48)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度/行业	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk <i>LM</i>	34.36	33.54	34.69			
Cragg-Donald Wald <i>F</i>	36.07	38.45	51.07			
样本量	19183	19183	19183	19183	19183	19183
调整R ²	0.17	0.20	0.19	-0.15	-0.11	-0.03

一步验证了基准回归得出的结论。

2.其他稳健性检验

除此之外，本文还使用高阶固定效应模型、更换核心变量测度标准、延长观测窗口等方法进行进一步的稳健性检验，所得结果依然支持本文结论(限于篇幅，检验结果略)。

六、拓展性分析

(一)基于共同机构投资者特征的影响差异分析

共同机构投资者根据持股期限分为短期和长期两类，短期共同机构投资者更加在意短期利益，参与企业治理的积极性并不高。在此情况下，作为ESG投入决策者的大股东和董事会为迎合短期共同机构投资者的偏好，提高短期绩效，选择放弃回报周期较长的ESG投资。相反，长期共同机构投资者更加注重企业的长期利益，且出于自身利益最大化，长期共同机构投资者有较强的动机参与企业治理，通过委派董事等方式对企业ESG相关决策产生直接影响。同时，大股东在共同机构投资者的制衡下也会减少自利行为，积极投资有利于企业可持续发展的项目。因此，为考察不同类型共同机构投资者对企业ESG表现提升作用的差异，本文借鉴杜勇等(2021)^[16]的研究，将连续持股4个季度及以上的认定为长期共同机构投资者，其他的认定为短期共同机构投资者，进行分组检验。检验结果如表9所示，列(1)显示短期共同机构投资者数量(*Clnum*)与企业ESG表现(*ESG*)不存在相关性，但列(2)中短期共同机构投资者持股比例(*Clratio*)与企业ESG表现(*ESG*)在10%水平下负相关，这主要是因为短期共同机构投资者持股比例越多，企业更依赖于短期机构投资者，从

表8 内生性检验——倾向得分匹配(PSM)检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>ESG</i>	<i>ESG</i>	<i>ESG</i>
<i>Cldum</i>	0.077*** (2.98)		
<i>Clnum</i>		0.150*** (3.95)	
<i>Clratio</i>			0.248*** (3.11)
控制变量	是	是	是
年度/行业	是	是	是
样本量	5307	5307	5307
调整R ²	0.23	0.23	0.23

表9 长短期共同机构投资者的影响

	短期共同机构投资者		长期共同机构投资者	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
<i>Clnum</i>	0.047 (0.17)		0.268*** (2.74)	
<i>Clratio</i>		-0.769* (-1.73)		0.227** (2.01)
控制变量	是	是	是	是
年度/行业	是	是	是	是
样本量	668	668	3201	3201
调整R ²	0.20	0.21	0.28	0.27

而更加注重短期绩效的提升。相反，列(3)和列(4)显示在被长期共同机构投资者持股的企业中，*Clnum*和*Clratio*的回归系数分别在1%和5%水平下显著为正，表明长期共同机构投资者对企业ESG表现的治理协同效应更为明显。

虽然短期共同机构投资者可能会对企业ESG表现带来负面影响，但从样本量可以看出共同机构投资者大部分都是长期持有公司股份，长期共同机构投资者的协同治理效应能够抵消短期共同机构投资者对ESG表现的负面影响。因此，少量短期共同机构投资者产生的负面影响并不能够否定共同机构投资者给企业带来的积极效应。

(二)基于企业特征的影响差异分析

由于共同机构投资者主要通过发挥治理效应和协同效应提升ESG表现，因此，对ESG表现的提升效果会受到企业原有的ESG实践动机和能力的影响。若企业原本的ESG实践动机和能力较强，那么，共同机构投资者提升ESG表现的效果则相对较弱。对此，本文分别选取融资约束和媒体关注度作为影响企业ESG实践动机和能力的内外部因素进行检验。

1.融资约束的影响

当企业融资约束较高时，企业在维持正常经营的情况下往往难有剩余资金用于ESG投入，这在一定程度上会降低企业ESG实践的动机和能力。共同机构投资者产生的治理协同效应能够降低ESG实践成本，改善融资约束较高企业的ESG投资意愿和能力；相反，对于融资约束较低的企业而言，这种治理协同作用带来的边际效应可能并不明显。

为验证该假设，本文使用KZ指数构建融资约束虚拟变量(*DKZ*)，将KZ指数高于年度-行业中位数的企业赋值为1，否则为0，并构建交乘项*Cldum*×*DKZ*、*Clnum*×*DKZ*

和*Clratio*×*DKZ*代入模型(1)中进行检验。结果如表10所示，交乘项*Cldum*×*DKZ*、*Clnum*×*DKZ*和*Clratio*×*DKZ*的回归系数均在1%水平下显著为正，表明相较于融资约束较低的企业，共同机构投资者对ESG表现的提升作用在融资约束较高企业中更为明显。

2.媒体关注度的影响

企业媒体关注度较高时，会面临较大的声誉风险。企业为获得媒体的正面评价，会主动提升ESG表现，这在一定程度上会削弱共同机构投资者对企业ESG表现的提升效果。本文以企业被网络新闻媒体报道次数作为媒体关注度的衡量指标，将高于年度-行业中位

表10 融资约束的影响

	(1)	(2)	(3)
	ESG	ESG	ESG
<i>Cldum</i> × <i>DKZ</i>	0.154*** (4.37)		
<i>Clnum</i> × <i>DKZ</i>		0.170*** (3.39)	
<i>Clratio</i> × <i>DKZ</i>			0.311*** (2.86)
<i>Cldum</i>	0.022 (0.85)		
<i>Clnum</i>		0.087** (2.21)	
<i>Clratio</i>			0.117 (1.35)
<i>DKZ</i>	-0.060*** (-2.91)	-0.053*** (-2.58)	-0.044** (-2.22)
控制变量	是	是	是
年度/行业	是	是	是
样本量	17843	17843	17843
调整R ²	0.25	0.25	0.25

表11 媒体关注度的影响

	(1)	(2)	(3)
	ESG	ESG	ESG
<i>Cldum</i> × <i>Dmedia</i>	-0.114*** (-3.28)		
<i>Clnum</i> × <i>Dmedia</i>		-0.197*** (-3.90)	
<i>Clratio</i> × <i>Dmedia</i>			-0.334*** (-3.08)
<i>Cldum</i>	0.169*** (6.42)		
<i>Clnum</i>		0.305*** (7.61)	
<i>Clratio</i>			0.508*** (5.79)
<i>Dmedia</i>	-0.025 (-1.57)	-0.023 (-1.47)	-0.030* (-1.93)
控制变量	是	是	是
年度/行业	是	是	是
样本量	19183	19183	19183
调整R ²	0.24	0.24	0.24

数赋值为1, 否则为0, 并建立交乘项 $CI_{dum} \times D_{media}$ 、 $CI_{num} \times D_{media}$ 和 $CI_{ratio} \times D_{media}$ 代入模型(1)中进行回归检验。表11报告了回归结果, 交乘项的回归系数均在1%水平下显著为负, 表明在媒体关注度低的企业中共同机构投资者对ESG表现的提升作用更加明显。

七、结论与启示

随着“碳达峰”“碳中和”战略的实施, 积极践行ESG理念已经成为共识。本文基于2010—2020年中国沪深A股上市公司数据, 实证考察了共同机构投资者对企业ESG表现的影响及其作用机制。研究发现: 共同机构投资者能够通过发挥治理效应和协同效应提升企业ESG表现, 且该结论在Heckman两阶段法、工具变量法、倾向得分匹配法等一系列稳健性检验后依然成立。进一步研究发现, 共同机构投资者对ESG表现的提升作用在融资约束较高和媒体关注度较低的企业中更加明显, 但仅有

长期共同机构投资者才能提升企业ESG表现。

基于上述结论, 本文得到如下启示: 一是共同机构投资者应充分发挥自身管理优势, 积极参与企业治理, 联结同行业公司共同推进ESG建设, 实现社会价值和市场价值共赢, 促进企业长期可持续发展。二是上市公司应积极引入共同机构投资者, 推动共同机构投资者发挥治理效应和协同效应提升ESG表现。一方面, 利用共同机构投资者的治理优势, 积极支持共同机构投资者参与企业董事会议、股东大会等决策会议, 制定行之有效的ESG实践模式和可持续发展战略; 另一方面, 利用共同机构投资者联结的信息网络, 加强与其他企业之间的合作, 建立战略同盟, 共同推进ESG建设。三是监管部门应完善相应的制度保障, 鼓励共同机构投资者长期持股。同时, 对于ESG表现较好的企业给予一定的政策支持, 确保共同机构投资者更加关注企业的长期价值, 促进共同机构投资者治理协同效应的有效发挥。 ■

参考文献:

- [1] Anwar R, Malik J A. When does corporate social responsibility disclosure affect investment efficiency? a new answer to an old question[J]. Sage Open, 2020, 10(2).
- [2] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.
- [3] Backus M, Conlon C, Sinkinson M. Common ownership in America: 1980-2017[J]. American Economic Journal-Microeconomics, 2021, 13(3): 273-308.
- [4] Cheng X, Wang H, Wang X. Common institutional ownership and corporate social responsibility[J]. Journal of Banking & Finance, 2022, 136: 106-218.
- [5] Dai X, Qiu Y. Common ownership and corporate social responsibility[J]. Review of Corporate Finance Studies, 2020, 10(3): 551-577.
- [6] Dou Y, Hope O-K, Thomas W B, Zou Y. Blockholder exit threats and financial reporting quality[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(2): 1004-1028.
- [7] Edmans A, Levit D, Reilly D. Governance under common ownership[J]. Review of Financial Studies, 2019, 32(7): 2673-2719.
- [8] Ghoul S E, Guedhami O, Kim H, Park K. Corporate environmental responsibility and the cost of capital: international evidence[J]. Journal of Business Ethics, 2018, 149(2): 335-361.
- [9] He J, Huang J, Zhao S. Internalizing governance externalities: the role of institutional cross-ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 134(2): 400-418.
- [10] He J, Huang J. Product market competition in a world of cross-ownership: evidence from institutional blockholdings[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [11] Healey J, Mintz O. What if your owners also own other firms in your industry? the relationship between institutional common ownership, marketing, and firm performance[J]. International Journal of Research in Marketing, 2021, 38(4): 838-856.
- [12] Jiang P, Ma Y, Shi B. Common ownership and stock price crash risk: evidence from China[J]. Australian Economic Papers, 2022: 1-37.
- [13] Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38(1): 208-241.
- [14] Zhang Q, Loh L, Wu W. How do environmental, social and governance initiatives affect innovative performance for corporate sustainability?[J]. Sustainability, 2020, 12(8): 3380.
- [15] 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): 7-35.
- [16] 杜勇, 孙帆, 邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. 中国工业经济, 2021, (6): 155-173.
- [17] 杜勇, 孙帆, 胡红燕. 共同机构所有权与企业产能利用率[J]. 财经研究, 2022, 48(10): 49-63+168.
- [18] 高杰英, 褚冬晓, 康永辉, 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+72.
- [19] 李井林, 阳镇, 陈劲, 崔文清. ESG促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(9): 71-89.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 邱牧远, 殷红. 生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 108-123.
- [23] 王琳琳, 康永辉, 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] 王禹, 王浩宇, 薛爽. 税制绿色化与企业ESG表现——基于《环境保护税法》的准自然实验[J]. 财经研究, 2022, 48(9): 47-62.
- [25] 吴德军. 公司治理、媒体关注与企业社会责任[J]. 中南财经政法大学学报, 2016, (5): 110-117.
- [26] 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.
- [27] 周冬华, 黄沁雪. 共同所有权与会计信息可比性——来自中国资本市场的经验证据[J]. 会计与经济研究, 2021, 35(4): 3-22.
- [28] 周方召, 潘婉颖, 付辉. 上市公司ESG责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 科学决策, 2020, (11): 15-41.

(责任编辑: 汪芸倩)