

共同机构所有权与气候转型风险信息披露

杜剑¹, 吴楠^{1,2}

(1. 贵州财经大学 会计学院, 贵州 贵阳 550025;

2. 新疆财经大学 会计学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

[摘要] 气候变化已经成为全人类面临的重要挑战,相较于其他国家,我国面临的气候转型风险更为严重。文章以2014—2022年中国沪深A股上市公司为研究对象,实证检验共同机构所有权对企业气候转型风险信息披露的影响。研究表明共同机构所有权促进了企业气候转型风险信息披露,协同治理观点得以验证。在作用机制上,共同机构所有权通过发挥协同、信息和监督等效应,有效推动企业气候转型风险信息的披露。进一步研究表明,共同机构所有权对企业气候转型风险信息披露的促进作用在非国有企业、非重污染企业中更显著。最后,共同机构所有权驱动下的气候转型风险信息披露行为能够提升企业绩效。

[关键词] 共同机构所有权;气候转型风险信息披露;协同效应;信息效应;监督效应

[中图分类号] F275, F832.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2024)06-0038-17

一、引言

气候变化深刻影响全人类的生存与发展,我国作为人口众多、资源有限、生态脆弱的国家,更易受其不利影响。积极应对气候变化,推动绿色低碳发展,不仅是可持续发展的内在要求,也是转变经济方式、调整结构、推进产业革命的机遇,更是我国承担的国际责任。随着全球气候变化问题日益严重,气候风险信息披露已成为企业和金融机构不可回避的重要议题。国际可持续准则理事会(ISSB)发布的《国际财务报告可持续披露准则第1号——可持续发展相关财务信息披露一般要求》(IFRS S1)和《国际财务报告可持续披露准则第2号——气候相关披露》(IFRS S2)要求企业和金融机构必须强制性披露与可持续发展和气候相关的财务信息,这标志着可持续信息披露从自愿向强制转变。我国目前仍采取自愿披露的形式,据责扬天下发布的《中国上市公司500强气候信息披露成熟度》统计,2022年,在中国上市公司500强中,472家企业独立发布ESG/CSR/可持续发展报告,31家企业在常规ESG/CSR/可持续发展报告披露之外发布了气候信息披露专项报告,部分企业仅在ESG/CSR/可持续发展报告中提及。由此表明我国上市公司气候信息披露水平仍较低。

[收稿日期] 2024-08-26

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国企业气候信息披露的驱动机制与经济效应研究”(24BGL091)。

[作者简介] 杜剑(1976—),男,四川峨边人,博士,贵州财经大学会计学院教授、博士生导师,主要研究方向为绿色会计与公司治理;吴楠(1993—),女,吉林辽源人,贵州财经大学会计学院博士研究生,新疆财经大学会计学院讲师,研究方向为绿色会计与公司治理。

鉴于气候变化在可持续信息披露中的重要地位,我国政府和监管机构正在积极推动气候风险信息披露的规范化,如香港联交所发布《香港交易所环境、社会及管治框架下气候信息披露的实施指引》以优化气候相关信息披露;香港绿色和可持续金融跨机构督导小组公布香港的绿色和可持续金融策略计划,推动企业加强气候风险管理;生态环境部、国家发展和改革委员会等 17 部门联合印发《国家适应气候变化战略 2035》等。尤其是,2024 年 5 月 1 日,沪深北三大交易所发布的《上市公司自律监管指引第 14 号——可持续发展报告》(简称《指引》)正式生效。根据《指引》,上证 180 指数、科创 50 指数、深证 100 指数、创业板指数样本公司及境内外同时上市的公司应当最晚于 2026 年首次披露 2025 年度可持续发展报告。《指引》涵盖了环境、社会和治理三大方面的 21 项具体议题,其中第一项即“应对气候变化”。在整个《指引》中,气候议题所占篇幅也最多。这些举措旨在共同推动气候风险信息披露的规范化和标准化,以应对全球气候变化挑战。与此同时,多家金融机构已对气候相关风险压力测试展开探索,其中以银行最为典型。据德勤中国统计,2020 年六大国有上市银行中的中国银行、工商银行、建设银行以及国内首家赤道银行——兴业银行均有相关行动。由此表明,政府、银行等利益相关者在影响企业气候相关信息披露中发挥了积极作用。

促使企业更好地披露气候信息,仅仅依靠政府等相关监管部门的正式规章制度还不够,仍然需要国家文化、公司文化、社会资本以及共同机构所有权等非正式制度予以补充。已有研究表明,儒家文化驱动了企业的气候变化风险披露^[1],机构投资者作为资本市场上的中坚力量,显著促进了制造业重污染企业的气候转型风险信息披露^[2]。目前关于普通机构投资者和机构投资者网络的研究较为丰富,在机构投资者投资行为日益多样化的背景下,机构投资者持股同一行业多家上市公司的现象越来越普遍^[3]。中国的资本市场中约有 1/3 以上的上市公司存在共同机构所有权。与普通机构投资者不同,共同机构所有权追求的是投资组合价值最大化^[4]。现有文献主要从两种不同的观点出发,研究共同机构所有权对企业的影响,且尚未形成统一的结论。从协同治理观点出发,现有研究认为共同机构所有权可能发挥协同治理效应,凭借丰富的经验和自身资源优势,采取委派董事或管理层参与企业经营等方式积极参与公司治理,从而降低企业盈余管理^[4]、提高企业会计信息可比性^[5]、提高企业劳动收入份额^[6-7]、提升企业产能利用率^[8]、促进企业创新^[9]、抑制上市公司超额商誉^[10]、提升企业信息披露意愿^[11]等。此外,共同机构所有权有效减少了联结企业在信息披露方面的成本支出,优化了企业间的行业协调机制,从而提升了整体运营效率^[12]。从合谋舞弊观点出发,现有研究认为共同机构所有权也可能与企业串通舞弊,或者影响其联结企业间相互合谋,进而导致同行业企业出现投资不足的现象^[13]。然而,现有文献却鲜少研究共同机构所有权对企业气候信息披露的影响。

在“双碳”背景下,各种低碳转型政策和气候变化应对措施相继出台。相较于物理风险,我国面临的转型风险更为紧迫和重要。在我国气候风险信息仍属自愿披露的背景下,共同机构投资者这种私人治理的形式,能否影响企业自愿披露气候风险,尤其是转型风险?现有研究还较少。本文对 2014—2022 年有无共同机构所有权持股的上市公司气候转型风险信息披露情况进行了对比,结果如图 1 所示,其中,纵坐标表示上市公司气候转型风险信息披露情况,具体为参考杜剑等^[2]的研究选取的 32 个“转型风险”词频占年报总词频的比例。可以发现,由共同机构所有权联结的上市公司气候转型风险信息披露情况明显优于其他企业。然而,简单对比缺乏可信度,共同机构所有权是否会影响企业气候转型风险信息的披露?如果是,其发挥的是协同治理效应还是合谋舞弊效应?这

些问题仍需深入的探讨。

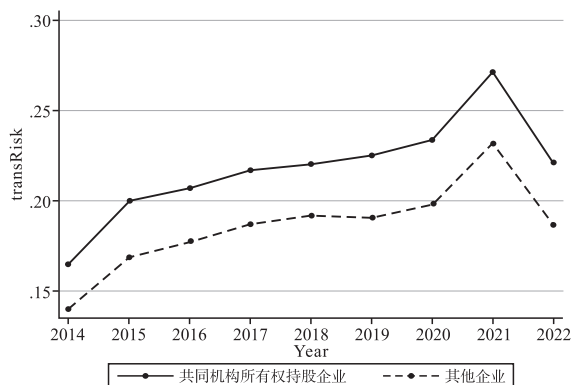


图1 2014—2022年有无共同机构所有权持股企业气候转型风险信息披露情况对比

因此,本文对中国沪深A股上市公司2014—2022年数据进行研究,发现共同机构所有权与企业气候转型风险信息披露正相关,即共同机构所有权有助于促进企业气候转型风险信息披露,支持“协同治理”观点。在作用机制上,共同机构所有权发挥了协同效应、信息效应以及监督效应,从而促进企业气候转型风险信息的披露,且促进作用在非国有企业、非重污染企业中更为显著。这表明共同机构所有权这一新兴的非正式制度能够作为正式制度的有效补充。此外,共同机构所有权驱动下的企业气候转型风险信息披露提升了企业价值。

本文可能的边际贡献有以下三点:第一,补充关于企业气候转型风险信息披露的文献。由于气候转型风险信息披露仍属于自愿披露,既有文献对于此类研究仍然有限,且多是从企业规模、董事会、制度环境等角度展开,本文是基于共同机构所有权这一视角,丰富了此类研究。第二,丰富共同机构所有权影响企业信息披露行为的文献。已有文献研究了共同机构所有权促进了企业自愿性信息披露^[11]、提高了上市公司业绩预告准确度^[14]、抑制管理层年报语调操纵行为^[15]、提高了会计信息可比性^[5],多是集中在企业财务信息方面,而本文进一步将共同机构所有权的影响扩展至企业环境信息。第三,为推动我国上市公司气候转型风险信息披露提供可能的参考。本文研究发现共同机构所有权促进了企业的气候转型风险信息披露,意味着在缺乏强制性披露要求的情况下,共同机构所有权有责任和能力成为积极的所有者,与他们的投资组合公司合作,促使企业披露其气候风险敞口。此外,进一步研究发现,共同机构所有权显著促进了非国有企业以及非重污染企业的气候转型风险信息披露,这表明共同机构所有权这一新兴的非正式制度能够作为正式制度的有效补充。

二、文献回顾

(一)共同机构所有权经济后果

共同机构投资者是指那些在同一行业内持有两家或两家以上上市公司股份,且对每家公司的持股份额均超过5%的机构投资者。他们通过跨公司的股权配置,实现对多家企业的共同影响^[4,16]。与持有单一企业股份的机构投资者不同,共同机构投资者希望其同时持股的上市公司均能稳定经营,甚至可以合作从而内化彼此的外部成本^[17],其追求的目标也转化为投资组合收益最大化。共同机构所有权具有规模经济、整合效应、行业枢纽等三个显著特征^[4],这些特征使得共同机构所有权既可能发挥协同治理效应,也可能发挥合谋舞弊效应。现有关于共同机构所有权经济后果的文献也多是基于这两种效应,研究了共同机构所有权对公司治理、产品市场以及公司行为的

影响,且大部分文献支持协同治理效应。

首先,在公司治理方面。多数研究结论支持协同治理效应,如共同机构所有权可能通过委派董事或者管理层参与企业经营等方式积极参与公司治理,并加强合作,发挥协同治理效应^[4],有助于缓解企业代理冲突^[18]以及抑制控股股东的私利行为^[19]。

其次,在产品市场方面。共同机构所有权促进了产品市场上同行业企业的合作,进而提高了产品市场绩效^[20]。相反,共同机构所有权也可能促使相互关联的企业联手设置市场壁垒,进而推动产品市场竞争逐渐走向垄断,这样的趋势可能引发经济损失,尤其是对消费者而言,可能会面临更多的不利影响^[21]。

最后,在公司行为方面。已有文献主要研究了共同机构所有权对企业信息披露、企业社会责任履行、企业创新以及劳动收入份额产生的影响。从企业信息披露来看,共同机构所有权改善了上市公司盈余质量^[4,22],抑制了管理层年报语调操纵行为^[15],提高了会计信息可比性^[5]和企业披露意愿^[11]。与此相反,也有研究表明共同机构所有权通过显著减少年报中负面语调的披露,加剧了股价崩盘风险,证实了“合谋舞弊”的观点^[23]。从企业社会责任履行来看,共同机构所有权显著提高了企业社会责任表现^[24]。然而,雷雷等^[25]的研究支持了“合谋舞弊”的观点,研究表明共同机构所有权提升了企业市场垄断地位,削弱了企业 ESG 表现。从企业创新来看,共同机构所有权推动了企业创新发展^[9]。此外,共同机构所有权也提高了企业的劳动收入份额^[6-7]。

(二)企业气候风险信息披露影响因素

国外关于气候风险信息披露影响因素的研究成果较为丰富,且主要聚焦于企业治理特征、企业行业地区特征和外部环境特征三方面:(1)在企业治理特征方面。已有研究主要关注了董事会有效性^[26]、股东积极主义^[27-28]在促进企业气候风险信息披露方面的作用,此外,适当提高女性董事在董事会中的参与^[29],也可提高气候风险披露水平。(2)在企业行业地区特征方面。从企业所处行业来看,Kouloukoui 等通过分析全球前 100 家公司气候风险信息披露情况,发现行业是影响企业气候相关信息披露情况的重要因素;从企业所处地区来看,巴西公司倾向于披露有关气候风险的信息,但披露水平都较低^[29]。(3)在外部环境特征方面。Schiemann 和 Sakhel 围绕与气候变化相关的物理风险信息披露展开研究,通过问卷调查分析发现,对于受欧盟排放交易计划监管的企业来说,报告较高的物理风险与较低的信息不对称相关,而对于其他企业而言,这一关系的方向则相反^[30]。

当前我国对气候风险信息进行披露的企业数量仍然有限,并且存在企业气候风险信息披露的积极性不足和水平不高的情况,导致国内关于此类研究数量有限。考虑到农业上市公司的特殊性,徐张洋等基于 TCFD 框架,分析了农业上市公司气候相关财务信息披露的必要性,并提出四要素要求下的披露内容建议^[31];在实证研究方面,基于中国重污染上市公司数据的研究表明机构投资者在促进企业气候转型风险信息的披露中发挥了积极作用^[2]。此外,儒家文化这一非正式制度在促进企业气候变化风险披露方面发挥了重要作用^[1]。

综上,虽然现有关于共同机构所有权经济后果的研究较为丰富,但是在共同机构所有权影响企业信息披露方面,现有文献多是将焦点集中在企业财务信息方面,而较少研究企业非财务信息披露。共同机构所有权联结的企业并非独立而可能是互相影响的,企业之间可能在公司行为、信息披露等方面进行互相模仿^[32],由此影响气候转型风险信息披露。此外,为了实现投资组合收益最大化,共同机构所有权可能发挥不同的效应,其对企业气候转型风险信息披露的影响也是未知的。基

于此,本文实证研究了共同机构所有权在企业气候转型风险信息披露中发挥的作用。

三、理论分析与研究假说

(一)“协同治理”观点

“协同治理”是指共同机构投资者采取加强投资组合企业合作、降低投资组合公司间信息不对称以及积极参与投资组合公司治理等措施,以实现投资组合价值最大化^[16]。“协同治理”观点认为,共同机构所有权促进企业气候转型风险信息披露。

首先,从协同效应来看。共同机构所有权会通过整合和协调组合同行业企业的行动以实现投资组合最大化,因此其投资组合中的企业可能相互影响^[24]。此时,由共同机构所有权联结的企业很可能结成“战略联盟”,其联结的企业可能出于合法性需求和对环境不确定性等因素的考虑而相互模仿^[5],从而有助于促进企业进行自愿性气候转型风险信息披露。此外,当投资于一家企业时,气候转型风险的披露成本可能过高,而其给企业带来的收益却是有限的,根据成本收益权衡理论,机构投资者可能存在短视行为而更加关注经济利益。然而,当机构投资者同时持股同行业多家企业,即形成共同所有权时,他们开始关注环境、气候等信息,从而促使企业通过披露气候转型风险信息来减少企业负外部性行为的影响。

其次,从信息效应来看。共同机构所有权在同行业的信息传递、经验积累以及学习决策等方面拥有更丰富的信息资源和行业经验,即共同机构所有权拥有显著的行业枢纽特征^[4],因此其发挥着信息传递的重要作用^[5]。当企业之间存在某种联结关系网络时,嵌入网络的各方更愿意分享共同的隐性信息^[33]。已有研究表明,共同机构所有权有助于降低企业的信息披露成本和交易成本,进而提升了联结企业自愿进行信息披露的意愿^[11]。

最后,从监督效应来看。作为积极参与公司治理的股东,机构投资者促进了企业的气候转型风险信息披露^[2]。共同所有权形成的重要原因之一即多家机构投资者并购^[4],其资金实力和整合资源能力远远大于普通的单个机构投资者,因此具有更强的获取企业信息的动机和参与公司治理的能力来实施股东积极主义。已有研究表明,股东积极主义促进了企业气候转型风险信息披露^[27]。基于此,本文提出假说 H1a:

H1a 根据“协同治理”观点,在其他条件不变的情况下,共同机构所有权促进企业气候转型风险信息披露。

(二)“合谋舞弊”观点

“合谋舞弊”观点是指共同机构投资者采用促使持股公司联合定价、抢占市场份额、追求垄断利润等策略实现投资组合价值最大化。“合谋舞弊”观点认为,共同机构所有权抑制企业气候转型风险信息披露。

首先,从合谋效应来看。共同机构所有权有动机和能力促成联结企业结成“战略联盟”,共同所有权能够有效缓和联结企业间的过度竞争态势,抑制持股企业间的竞争性行为,从而在一定程度上减轻市场竞争的激烈程度^[5]。当企业间竞争程度下降,企业便不愿意花费高昂的成本用于收集和报告他们所面临的气候转型风险信息。

其次,从信息效应来看。共同机构所有权要面对来自其联结外企业的竞争和冲突^[11]。与其他类型股东相比,共同机构投资者本身便拥有更多的资源及能力获取信息,面对“外敌”,其有动机和

能力主导建立“合谋同盟”^[34],促使其联结企业内部进行信息共享而减少企业对外的自愿性信息披露行为,即“对内共享、对外不分享”,以实现其投资者组合收益最大化目标。在气候转型风险信息仍属于自愿披露的情况下,共同所有权可能减少企业相关信息的披露,以制造信息壁垒,减少资本市场上其他投资者用于决策的公开信息,保持其信息优势地位,抵抗来自外部非联结企业的竞争。根据以上分析,本文提出与 H1a 相反的竞争性假说 H1b:

H1b 根据“合谋舞弊”观点,在其他条件不变的情况下,共同机构所有权抑制企业气候转型风险信息披露。

四、研究设计

(一)样本选择

国家发展改革委员会于 2014 年印发了《国家应对气候变化规划(2014—2020 年)》,为了避免其对本文所产生的影响,选择 2014—2022 年沪深 A 股上市公司数据进行实证分析。其中,气候转型风险信息的数据通过对上市公司年报进行文本分析得到,其他数据均来自国泰安数据库。在处理样本数据时,采取了以下步骤:首先,剔除了金融类公司、ST 以及 *ST 公司的样本,以确保数据的准确性和代表性;其次,对于主要变量存在缺失值的样本,也进行了剔除,以避免数据不完整对研究结果的影响。此外,为了消除极端值可能带来的偏差,对所有连续变量进行了上下各 1% 的缩尾处理。经过处理,最终得到了 4102 家上市公司的共计 21231 个有效观测值,为后续研究提供了可靠的数据基础。

(二)变量定义

1. 解释变量:共同机构所有权(ComDum/ComNum)

若一家机构投资者同时持有同行业两家或两家以上上市公司股份,且持股份额均超过 5%,即为共同机构投资者^[4]。本文从上市公司是否拥有、拥有数量 2 个维度来度量共同机构所有权,具体来说:(1)共同机构所有权虚拟变量(ComDum),若上市公司当年拥有共同机构投资者持股,则 ComDum 取值为 1,否则取值为 0;(2)共同机构所有权联结程度(ComNum),以上市公司拥有的共同机构投资者的数量+1 后取自然对数来衡量。

2. 被解释变量:气候转型风险信息披露(TransRisk)

参考已有研究^[35-36],采用文本分析的方法,构建气候转型风险信息披露指标,该方法构建的气候转型风险信息指标经过有效性验证,具有一定的可信度。首先,根据杜剑等^[36]的研究,确定气候转型风险词集(具体见表 1);第二,统计气候转型风险词频以及上市公司年报总词频;第三,构建气候转型风险信息披露指标,气候转型风险信息披露(TransRisk)=气候转型风险词频/上市公司年报总词频*100。该指标越大,表明企业越倾向于披露气候转型风险。

表 1 气候转型风险词集

风险类型	词 集
气候转型风险	节能、能源、清洁、生态、环境、转型、太阳能、升级、循环、利用率、核电、风电、天然气、增效、燃油、效率、再生、减排、环保、绿色、低碳、降耗、燃料、节水、光伏、高效、改造、油耗、电耗、能耗、效能、集约

3. 控制变量

参考已有文献的做法^[1-2],本文还选取了公司规模、财务杠杆、盈利水平、董事会独立性、营业

收入增长率、市盈率、机构投资者持股比例、股权制衡度、产权性质、两职合一以及公司年龄等可能影响企业气候转型风险信息披露的因素作为控制变量,具体变量定义见表2。

表2 变量定义表

类型	名称	符号	定义
被解释变量	气候转型风险信息披露	TransRisk	32个“转型风险”词频占年报总词频的比例*100
解释变量	共同机构所有权虚拟变量	ComDum	虚拟变量,若上市公司当年拥有共同机构投资者持股则取值为1,否则为0
	共同机构所有权联结程度	ComNum	上市公司拥有的共同机构投资者的数量+1后取自然对数
	公司规模	Size	期末总资产取自然对数
控制变量	财务杠杆	Lev	资产负债率,期末总负债/总资产
	盈利水平	ROE	净资产收益率,净利润/平均净资产
	董事会独立性	Inddir	独立董事数量/董事规模
	营业收入增长率	growth	(营业收入本年本期金额-营业收入上年同期金额)/(营业收入上年同期金额)
	市盈率	PER	每股市价/每股收益
	机构投资者持股比例	Invest	机构投资者持股比例+1后取自然对数
	股权制衡度	Balance	第2-5大股东持股比例/第一大股东持股比例
	产权性质	SOE	虚拟变量,国有企业为1,否则为0
	两职合一	Dual	虚拟变量,若董事长与总经理为同一人取值为1,否则为0
	公司年龄	Age	上市年限取自然对数

(三)模型设定

为检验共同机构所有权对企业气候转型风险信息披露的影响,本文构建了模型(1):

$$\text{TransRisk}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ComDum}_{i,t} / \text{ComNum}_{i,t} + \alpha_2 \text{Controls} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Industry} + \epsilon \quad (1)$$

在模型(1)中,TransRisk_{i,t}为被解释变量,即企业气候转型风险信息披露;ComDum_{i,t}/ComNum_{i,t}为解释变量,即共同机构所有权虚拟变量和共同机构所有权联结程度;Controls为一系列控制变量(具体见表2);ΣYear和ΣIndustry分别表示年份和行业固定效应;ε为模型的残差项。若系数α₁显著为正,则证明共同机构所有权促进了企业气候转型风险信息披露,“协同治理”观点成立;若系数α₁显著为负,则证明共同机构所有权抑制企业气候转型风险信息披露,“合谋舞弊”观点成立。

五、实证分析

(一)描述性统计

主要变量描述性统计如表3所示。可以看到,气候转型风险信息披露(TransRisk)的最小值为0,均值为0.193,表明在自愿性披露背景下,我国上市公司仍然缺乏气候转型风险信息披露动力;共同机构所有权联结程度(ComNum)均值为0.083,标准差为0.239,与杜勇等^[4]的研究类似,我国上市公司间共同机构所有权存在较大差异。

表3 主要变量描述性统计

Variable	N	Mean	p50	Min	Max	SD
TransRisk	21231	0.193	0.147	0.000	1.753	0.161
ComNum	21231	0.083	0.000	0.000	1.099	0.239
Size	21231	22.365	22.181	17.757	28.548	1.301
Lev	21231	0.406	0.399	0.060	0.848	0.191
ROE	21231	0.052	0.042	0.002	0.209	0.041

Variable	N	Mean	p50	Min	Max	SD
Inddir	21231	0.377	0.364	0.143	0.800	0.054
Growth	21231	0.192	0.120	-0.452	2.401	0.382
PER	21231	79.008	37.584	4.749	960.100	135.222
Invest	21231	0.441	0.457	0.007	0.913	0.247
Balance	21231	0.750	0.592	0.005	4.000	0.606
SOE	21231	0.328	0.000	0.000	1.000	0.470
Dual	21231	0.300	0.000	0.000	1.000	0.458
Age	21231	10.478	8.000	1.000	32.000	7.766

(二)基准回归

表4列示了本文的基准回归结果。由表4列(1)(2)可以看到,共同机构所有权虚拟变量 ComDum、共同机构所有权联结程度 ComNum 的估计系数分别为 0.007 和 0.011,均在 1%的水平上显著;列(3)和列(4)在加入控制变量后,ComDum 和 ComNum 的估计系数分别为 0.005 和 0.008,至少在 5%的水平上显著。这表明共同机构所有权促进企业气候转型风险信息披露,“协同治理”观点成立,假说 H1a 得以验证。

表4 共同机构所有权与气候转型风险信息披露:基准回归

Variable	(1) TransRisk	(2) TransRisk	(3) TransRisk	(4) TransRisk
ComDum	0.007*** (3.659)		0.005** (2.452)	
ComNum		0.011*** (3.979)		0.008*** (2.756)
Size			0.013*** (9.652)	0.013*** (9.601)
Lev			0.001 (0.751)	0.001 (0.774)
ROE			-0.003 (-0.165)	-0.004 (-0.190)
Inddir			-0.011 (-0.617)	-0.011 (-0.619)
Growth			0.001 (0.458)	0.001 (0.455)
PER			0.001 (0.431)	0.001 (0.397)
Invest			-0.001 (-0.292)	-0.0013 (-0.295)
Balance			-0.001 (-1.248)	-0.001 (-1.287)
SOE			-0.005* (-1.741)	-0.005* (-1.742)
Dual			0.001 (0.234)	0.001 (0.224)
Age			-0.009*** (-4.073)	-0.009*** (-4.054)
Constant	0.156*** (4.038)	0.156*** (4.038)	-0.113** (-2.261)	-0.111** (-2.231)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21231	21231	21231	21231
R ²	0.179	0.179	0.185	0.185

注:t statistics in parentheses. * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01,下表同

(三)稳健性检验

1. 内生性问题

基准回归表明共同机构所有权促进了企业气候转型风险信息披露。虽然在基准回归中采用的是面板数据,且加入了一系列控制变量以及年度、行业固定效应,但仍可能存在互为因果、样本选择偏差等内生性问题。本文进一步采用倾向匹配得分法(PSM)和 Heckman 两阶段检验来验证共同机构所有权对企业气候转型风险信息披露的影响,以避免潜在的内生性问题,确保结果的稳健性。

(1)倾向匹配得分法(PSM)。本研究采用倾向匹配得分法(PSM)来解决选择偏差问题。首先,将研究中确定的控制变量作为匹配变量,将具有共同机构所有权的企业划分为处理组样本,将其他企业划分为控制组样本;其次,构建 Logit 模型来确定处理组样本的倾向得分,然后采用一对一近邻匹配来确定具有相似特征的对照组;最后,使用匹配样本重新估计基准模型。表 5 中列(1)(2)列示了经 PSM 后的样本回归结果。结果显示,共同机构所有权(ComDum/ComNum)的系数至少在 5%的水平上显著为正,依然支持基准回归结论。

(2)Heckman 两阶段检验。本文采用了 Heckman 两阶段来规避自选择问题。第一阶段,构建 Probit 模型,以基准回归模型控制变量来估计企业拥有共同机构所有权的概率,并得到逆米尔斯比率(IMR)。第二阶段,将 IMR 作为控制变量纳入基准模型(1)再次进行回归,结果见表 5 中列(3)。如列(3)所示,IMR 的系数在 1%的水平上显著,表明共同机构所有权的分布存在明显偏差。在将 IMR 纳入基准回归模型(1)后,共同机构所有权联结程度(ComNum)的估计系数依然在 5%的水平上显著为正,说明共同机构所有权确实促进了企业气候转型风险信息披露,基准回归结果稳健。

表 5 共同机构所有权与气候转型风险信息披露:内生性检验

Variable	PSM		Heckman 两阶段
	(1) TransRisk	(2) TransRisk	(3) TransRisk
ComDum	0.010** (2.449)		
ComNum		0.015*** (2.792)	0.039** (2.001)
IMR			-0.058*** (-6.003)
Controls	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.080 (-0.827)	-0.076 (-0.784)	0.135** (2.057)
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
N	3695	3695	21231
R ²	0.277	0.278	
Wald chi2			263.940

2. 其他稳健性检验

除上述检验内生性问题外,本文还采取以下稳健性检验方法:(1)高维固定效应。在基准回归中本文控制了行业 and 年度固定效应,但个体差异以及不同地区在不同年度的差异也可能会对企业气候转型风险信息披露情况产生影响。因此,本文进一步控制了个体固定效应以及地区和时间的联合固定效应,结果如表 6 中列(1)(2)所示,基准回归结果依然稳健。(2)剔除特定事件影响。

2015 年 12 月通过的《巴黎协定》可能会对本文结果产生影响,因此本文剔除 2016 年数据,进一步对基准回归结果进行检验。表 6 中列(3)和列(4)汇报了剔除 2016 年样本后的回归结果,表明本文的结果仍是稳健的。

表 6 共同机构所有权与气候转型风险信息披露:其他稳健性检验

Variable	高维固定效应		剔除特定事件影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	TransRisk	TransRisk	TransRisk	TransRisk
ComDum	0.006*** (2.827)		0.005** (2.505)	
ComNum		0.009*** (3.088)		0.008*** (2.692)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.099* (-1.859)	-0.098* (-1.833)	-0.112** (-2.107)	-0.111** (-2.086)
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Area * Year FE	Yes	Yes	No	No
N	21231	21231	19179	19179
R ²	0.202	0.202	0.194	0.194

六、机制检验

在假说推演过程中,本文认为共同机构所有权通过发挥协同效应、信息效应以及监督效应促进了企业气候转型风险信息披露,从而发挥了协同治理作用。因此,本文拟从以下三个方面对共同机构所有权促进企业气候转型风险信息披露的机制进行检验。

(一)协同效应

根据本文的理论分析,共同机构所有权通过协同效应促进企业气候转型风险信息披露。已有研究表明,共同机构所有权发挥协同治理作用的大小与其在同行业的势力成正比^[11],因此在本文的理论框架下,共同机构所有权同行业的势力越大,其发挥的协同效应越好。本文参考已有文献的做法^[4],构建共同机构所有权同行业势力(Com_power)来检验协同效应这一机制,并替换模型(1)中的 ComDum 和 ComNum 进行回归。共同机构所有权同行业势力(Com_power)指标计算步骤如下:(1)计算共同机构投资者在本年各季度投资同行业的企业数量;(2)计算共同机构投资者持股的同行业企业数量的年度均值(n_Com);(3)计算本年度同行业上市公司总量(N);(4)共同机构所有权同行业势力(Com_power)=共同机构投资者持股的同行业企业数量年度均值除以本年度同行业上市公司总量,即 $Com_power = (n_Com)/N$ 。该指标越大,表明共同机构所有权同行业的势力越大,协同效应越强,从而越能促进上市公司进行气候转型风险信息披露。表 7 列(1)(2)中,Com_power 的估计系数均显著为正,说明共同机构所有权形成的同行业势力越大,越能通过协同效应促进上市公司进行气候转型风险信息披露,为检验协同效应提供了有力证明。

表7 机制检验:协同效应

Variable	(1) TransRisk	(2) TransRisk
Com_power	0.276*** (4.936)	0.219*** (3.861)
Controls	No	Yes
Constant	0.156*** (4.038)	-0.109** (-2.183)
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
N	21231	21231
R ²	0.179	0.185

(二)信息效应

根据前文理论分析,共同机构所有权可能凭借其行业枢纽特征,发挥信息效应,促进企业进行自愿信息披露。参考已有研究^[5],将公司透明度作为检验信息效应这一机制的代理变量。根据辛清泉等的研究^[37],计算通过盈余质量模型^[38]得到的盈余质量、信息披露考评结果、分析师跟踪人数、分析师盈余预测以及审计师声誉5个变量样本百分等级的平均值,以此构建公司信息透明度综合指标TRANS。该值越大,表明公司信息透明度越好。

(三)监督效应

根据本文理论分析,共同机构所有权有更强的获取企业信息的动机和参与公司治理的能力来实施股东积极主义,通过提高公司治理水平促进企业气候转型风险信息披露。基于此,本文以公司治理水平(CG)作为代理变量,来验证监督效应这一机制。参考林树和葛逸云的研究^[39],运用主成分分析法,从股东、董事会、激励机制等3个维度的7个指标来构造公司治理水平综合指标。以机构投资者持股比例、股权制衡度表示股东的监督作用;以独立董事比例、董事会规模和两职合一表示董事会的监督作用;以管理层持股比例和管理层前三名薪酬来表示公司治理中的激励机制(见表8)。通过主成分分析法构造公司治理水平指数(CG),主成分分析的检验结果表明,KMO度量为0.613,大于0.6,Bartlett检验的P值为0.00,小于0.05。KMO和Bartlett的检验结果显示可以利用主成分分析法来构造公司治理水平指标。根据公司治理水平指标主成分分析结果,参考已有研究^[39],本文选择特征根大于1的前三个主成分。因为各主成分的方差贡献率反映了该主成分对原始信息的解释程度,故将方差贡献率作为公司治理水平得分函数的权重,由此测评公司治理水平(CG),即

$$CG=0.304 * \text{Comp1}+0.190 * \text{Comp2}+0.153 * \text{Comp3} \quad (2)$$

该指数越大,表明公司治理水平越高。

表8 公司治理水平指标汇总

维度	指标名称	定义
股 东	机构投资者持股比例	机构投资者持股比例
	股权制衡度	第二大到第十大股东持股比例和与第一大股东持股比例的比值
	独立董事比例	独立董事人数占董事总人数比例
董事会	董事会规模	董事会总人数
	两职合一	总经理与董事长是否两职合一,是则取1,否则取0

维度	指标名称		定义
激励机制	管理层持股比例	管理层持股比例	
	管理层前三名薪酬	管理层前三名薪酬	

本文拟构建如下中介效应模型对信息效应及监督效应两个机制进行检验,模型(4)、模型(5)中的M为两个中介变量,分别是信息透明度(Trans)及公司治理水平(CG),其余变量同基准模型(1)。

$$\text{TransRisk}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ComDum}_{i,t}/\text{ComNum}_{i,t} + \alpha_2 \text{Controls} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Industry} + \epsilon \quad (3)$$

$$\text{M}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ComDum}_{i,t}/\text{ComNum}_{i,t} + \beta_2 \text{Controls} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Industry} + \epsilon \quad (4)$$

$$\text{TransRisk}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{ComDum}_{i,t}/\text{ComNum}_{i,t} + \gamma_2 \text{M}_{i,t} + \gamma_3 \text{Controls} + \Sigma \text{Year} + \Sigma \text{Industry} + \epsilon \quad (5)$$

表9列示了信息效应的机制检验结果。在列(2)和列(5)中,ComDum和ComNum的回归系数显著为正,表明共同机构所有权有助于提高企业的信息透明度。在列(3)和列(6)中,Trans的系数均显著为正。综合来看,共同机构所有权发挥了信息效应,促进了企业气候转型风险信息的披露。

表9 机制检验:信息效应

Variable	(1) TransRisk	(2) Trans	(3) TransRisk	(4) TransRisk	(5) Trans	(6) TransRisk
ComDum	0.005** (2.452)	0.010** (2.440)	0.005** (2.382)			
ComNum				0.008*** (2.756)	0.016*** (2.901)	0.007*** (2.673)
Trans			0.014*** (3.760)			0.014*** (3.745)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.113** (-2.261)	-1.468*** (-14.358)	-0.092* (-1.838)	-0.111** (-2.231)	-1.464*** (-14.314)	-0.091* (-1.811)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21231	21231	21231	21231	21231	21231
R ²	0.185	0.128	0.185	0.185	0.128	0.186

表10列示了监督效应的机制检验结果。在列(2)和列(5)中,ComDum和ComNum的回归系数均在1%的水平上显著为正,表明共同机构所有权提高了公司治理水平。在列(3)和列(6)中,CG的系数均显著为正,且ComDum和ComNum的系数显著性不变,表明公司治理水平的改善有助于企业气候转型风险信息的披露,监督效应得以验证。

表10 机制检验:监督效应

Variable	(1) TransRisk	(2) CG	(3) TransRisk	(4) TransRisk	(5) CG	(6) TransRisk
ComDum	0.005** (2.452)	0.028*** (4.063)	0.005** (2.395)			
ComNum				0.008*** (2.756)	0.042*** (4.409)	0.008*** (2.694)
CG			0.004* (1.810)			0.004* (1.793)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.113** (-2.261)	-0.672*** (-3.898)	-0.110** (-2.206)	-0.111** (-2.231)	-0.666*** (-3.862)	-0.108** (-2.177)

Variable	(1) TransRisk	(2) CG	(3) TransRisk	(4) TransRisk	(5) CG	(6) TransRisk
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21231	21231	21231	21231	21231	21231
R ²	0.185	0.486	0.185	0.185	0.486	0.185

七、拓展性研究

(一) 异质性分析

共同机构所有权发挥了协同治理作用,即通过发挥协同效应、信息效应、监督效应促进企业气候转型风险信息披露,但协同治理作用的发挥可能受企业性质、污染属性等因素的影响。因此,本文区分企业性质和污染属性进行分组回归。

1. 产权性质的差异

国有企业和非国有企业由于股东差异、社会责任承担情况等不同,导致披露气候转型风险信息的意愿和动机有所不同。本文进一步将样本分为国有企业和非国有企业,探究共同机构所有权对不同产权性质的企业气候转型风险信息披露的影响。由表 11 中列(1)至列(4)的回归结果看出,在国有企业组中,列(1)和列(3)显示 ComDum 和 ComNum 的系数均不显著;在非国有企业组中,列(2)和列(4)显示 ComDum 和 ComNum 的系数均在 5%的水平上显著。研究结果表明,与国有企业相比,共有机构所有权对非国有企业气候转型风险信息披露的促进作用更显著。这可能是因为国有企业具有一定的公共属性,肩负更大程度的社会责任,要在气候转型风险信息等信息披露上做出表率,统计结果也表明,目前我国国有企业的气候转型风险信息披露情况优于非国有企业;而非国有企业追求企业价值最大化,自愿披露气候转型风险会增加企业的信息收集成本与报告成本,因此非国有企业的气候转型风险信息披露动机通常弱于国有企业。因共同机构所有权的嵌入,非国有企业面临更为严格的监督治理,其进行信息披露的外在动力有所提高,从而使得共同机构所有权对于非国有企业气候转型风险信息披露发挥的边际效应更强。

2. 污染属性的差异

在我国,不同污染属性企业的环境敏感度和面临的环境规制程度存在差异,导致披露气候转型风险信息的程度有所不同。本文进一步将样本分为重污染企业 and 非重污染企业,以探究共同机构所有权对不同污染属性企业气候转型风险信息披露的影响。由表 11 中列(5)至列(8)的回归结果可知,在重污染企业组中,列(5)和列(7)显示 ComDum 和 ComNum 的系数均不显著;在非重污染企业组中,列(6)和列(8)显示 ComDum 和 ComNum 的系数均在 1%的水平上显著为正。这说明相较于重污染企业,共同机构所有权对非重污染企业气候转型风险信息披露的促进作用更显著。这可能是因为重污染企业面临的环境监管压力更大,环境信息披露的要求更多,且重污染企业需要通过良好的信息披露来传递积极转型的信号,且统计结果也表明,重污染企业的气候转型风险信息披露程度大于非重污染企业;而在气候信息尚属自愿披露的情况下,企业选择对此信息的披露会导致成本的增加,因此非重污染企业的气候转型风险信息披露动机通常弱于重污染企业。共同机构所有权这一非正式治理机制的嵌入,加强了对非重污染企业的监督治理,同时也可能促使非重污染企业通过气候信息的披露来减少与投资者之间的信息不对称,向市场传递企业在应对气候变化方面的积极贡献,因此,共同机构所有权对于非重污染企业气候转型信息披露发挥的作用更强。

表 11 异质性分析:企业性质和污染属性

Variable	企业性质				污染属性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国有企业 TransRisk	非国有企业 TransRisk	国有企业 TransRisk	非国有企业 TransRisk	重污染企业 TransRisk	非重污染企业 TransRisk	重污染企业 TransRisk	非重污染企业 TransRisk
ComDum	0.003 (0.929)	0.006** (2.329)			0.004 (0.882)	0.006*** (2.669)		
ComNum			0.006 (1.484)	0.008** (2.228)			0.005 (0.848)	0.010*** (3.092)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.033 (0.416)	-0.187*** (-2.694)	0.035 (0.446)	-0.187*** (-2.698)	-0.036 (-0.490)	-0.130** (-2.516)	-0.036 (-0.491)	-0.128** (-2.468)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6962	14269	6962	14269	5630	15601	5630	15601
R ²	0.245	0.174	0.245	0.174	0.237	0.162	0.237	0.162

(二)经济后果检验

高质量发展离不开高水平信息披露,前文已经证实共同机构所有权促进了企业气候转型风险信息披露。已有研究表明,企业社会责任信息的披露会对企业绩效产生影响。那么在共同机构所有权作用下,企业气候转型风险信息的披露又会给企业带来怎样的影响?是否会助力企业的高质量发展?基于此,本文进一步考察了气候转型风险信息披露的经济后果,即对企业价值的影响。参考已有研究^[40],本文选用 TobinQ 作为企业价值的代理变量,同时将 TransRisk、ComNum 以及所有控制变量滞后一期,构建模型(6):

$$\text{TobinQ}_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 \text{TransRisk}_{i,t-1} + \varphi_2 \text{ComNum}_{i,t-1} + \varphi_3 \text{TransRisk}_{i,t-1} * \text{ComNum}_{i,t-1} + \varphi_4 \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \epsilon \quad (6)$$

模型(6)中,TobinQ 为企业价值。回归结果如表 12 表示,TransRisk * ComNum 的系数在 1% 的水平上显著为正,表明共同机构所有权驱动的企业气候转型风险信息披露提升了企业价值。

表 12 经济后果检验:气候转型风险信息披露与企业绩效

Variable	TobinQ
TransRisk _{i, t-1}	0.115** (2.416)
ComNum _{i, t-1}	0.003 (0.099)
TransRisk _{i, t-1} * ComNum _{i, t-1}	0.307*** (2.882)
Control _{i, t-1}	Yes
Constant	4.022*** (18.532)
Year FE	Yes
Industry FE	Yes
N	15516
R ²	0.515

八、结论与启示

本文在理论上阐述了共同机构所有权促进企业气候转型风险信息披露的机制,以沪深A股上市公司2014—2022年的数据作为研究样本进行验证。研究发现:(1)共同机构所有权促进了企业气候转型风险信息披露。经过内生性检验和稳健性检验后结论依然成立。(2)机制分析发现,共同机构所有权发挥了协同效应、信息效应及监督效应来促进企业气候转型风险信息的披露。(3)拓展性研究表明,共同机构所有权对于气候转型风险信息披露的影响在非国有企业以及非重污染企业中更为显著。此外,共同机构所有权驱动下的企业气候转型风险信息披露有助于提升企业价值。

本文研究结论可提供如下启示:

第一,深化共同机构所有权在气候转型风险信息披露中的协同作用。本研究结果表明,共同机构所有权通过协同效应显著促进了企业气候转型风险信息的披露。鉴于此,政策制定者和监管机构应进一步深化共同机构所有权在气候转型风险信息披露中的协同作用。具体而言,应构建机构投资者间的合作与交流的平台,促进信息共享与资源整合,形成统一的披露标准和规范,从而推动企业更加全面、准确地披露气候转型风险信息。

第二,强化机构投资者的信息挖掘与监督职能。信息效应和监督效应作为共同机构所有权促进企业气候转型风险信息披露的重要机制,凸显了机构投资者在气候风险治理中的关键作用。因此,有必要进一步强化机构投资者的信息挖掘与监督职能。一方面,通过加强机构投资者在气候风险领域的专业培训,提升其信息搜集、分析和评估能力;另一方面,监管机构应加强对机构投资者履行监督职责的考核与激励,确保其能够积极、有效地推动企业气候转型风险信息的披露。

第三,实施差异化政策以精准引导不同类型企业的气候转型风险信息披露。本研究发现,共同机构所有权对气候转型风险信息披露的影响在非国有以及非重污染企业中表现更为显著。这表明不同类型企业在气候转型风险信息披露方面存在差异。因此,政策制定者应实施差异化政策,以精准引导不同类型企业的气候转型风险信息披露。对于国有企业和重污染企业,应强化政策引导和监管力度,确保其履行社会责任,提升信息披露水平;对于非国有企业和非重污染企业,则可充分发挥共同机构所有权这一非正式制度的作用,通过政策激励和市场引导,促进其主动、积极地披露气候转型风险信息。

[参 考 文 献]

- [1] 郭文伟,黄子聪,何洁.儒家文化与企业气候变化风险披露——基于文本分析和机器学习[J].经济学报,2024,11(02):170—204.
- [2] 杜剑,滕丹妮,杨杨.机构投资者持股能刺激企业气候转型风险信息披露吗?——基于企业年报文本的实证分析[J].现代财经(天津财经大学学报),2023,43(06):56—77.
- [3] 翟君,陈瑜,王少华.共同机构所有权与企业劳动收入份额[J].经济问题,2024(02):120—128.
- [4] 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(06):155—173.
- [5] 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(04):3—22.
- [6] 杜勇,孙帆,谭丽丽,等.共同机构所有权与企业劳动收入份额[J].财经研究,2023,49(11):155—169.
- [7] 杜剑,黄俊杰,杨杨.机构共同持股与劳动收入份额——基于资源获取视角[J].会计之友,2024(04):69—78.

- [8] 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.
- [9] 曾春华,林仪凤.共同机构所有权与企业创新:协同治理与信息共享视角[J].科技进步与对策,2022,39(13):21—31.
- [10] 毛玥,胡国强,张俊民.共同机构所有权能抑制超额商誉吗——来自A股上市公司的经验证据[J].当代财经,2022(08):138—148.
- [11] Park J, Sani J, Shroff N, et al. Disclosure incentives when competing firms have common ownership[J]. Journal of Accounting and Economics, 2019,67(2—3):387—415.
- [12] 潘越,汤旭东,宁博,等.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(02):136—164.
- [13] Andrea P, Nioles A, Sarah L C Z. Facilitating tacit collusion through voluntary disclosure: Evidence from common ownership[J]. Journal of Accounting Review, 2022,60(05):1651—1693.
- [14] 李晓艳,梁日新,李英.共同机构所有权影响企业前瞻性信息披露吗?——基于上市公司业绩预告准确度的视角[J].财经论丛,2023(12):70—81.
- [15] 刘锦英,徐海伟.共同机构所有权对管理层年报语调操纵的影响研究[J].管理学报,2023,20(08):1245—1253.
- [16] 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(06):56—74.
- [17] Harford J, Jenter D, Li K. Institutional cross-holdings and their effect on acquisition decisions[J]. Journal of Financial Economics, 2011,99(1):27—39.
- [18] 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(01):27—35.
- [19] 王文南翔,胡日东.共同机构所有权能抑制控股股东的私利行为吗[J].金融经济研究,2024,39(02):107—124.
- [20] 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.
- [21] O'Brien D P, Salop S C. Competitive effects of partial ownership: Financial interest and corporate control[J]. Antitrust Law Journal, 2000,67(3):559—614.
- [22] 王思瑞,叶勇.共同机构所有权与企业信息披露质量[J].华东经济管理,2023,37(01):108—118.
- [23] 肖峻,王红建.共同机构所有权与股票市场稳定:协同治理还是合谋垄断?[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2024,55(01):70—83.
- [24] 李晓庆,易苇.共同机构所有权是否会提升企业社会责任表现?[J].南京审计大学学报,2023,20(04):51—59.
- [25] 雷雷,张大永,姬强.共同机构持股与企业ESG表现[J].经济研究,2023,58(04):133—151.
- [26] Ben-Amar W, McIlkenny P. Board effectiveness and the voluntary disclosure of climate change information[J]. Business Strategy and the Environment, 2015,24(08):704—719.
- [27] Flammer C, Toffel M W, Viswanathan K. Shareholder activism and firms' voluntary disclosure of climate change risks[J]. Strategic Management Journal, 2021,42(10):1850—1879.
- [28] Emirhan I, Philipp K, Zacharias S, et al. Climate risk disclosure and institutional investors[J]. The Review of Financial Studies, 2023,36(07):2617—2650.
- [29] Kouloukoui D, Gomes S M, Marinho M M, et al. Disclosure of climate risk information by the world's largest companies[J]. Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change, 2018,23(1):1251—1279.
- [30] Schiemann F, Sakhal A. Carbon disclosure, contextual factors and information asymmetry: The case of physical risk reporting[J]. European Accounting Review, 2019,28(4):791—818.
- [31] 徐张洋,奉雅娴,张丹.农业上市公司气候相关财务信息披露研究——基于TCFD框架[J].财会通讯,2022(18):24—27.
- [32] 周晓苏,王磊,陈沉.企业间高管联结与会计信息可比性——基于组织间模仿行为的实证研究[J].南开管理评论,2017,20(03):100—112.
- [33] 李维安,齐鲁骏,丁振松.兼听则明,偏信则暗——基金网络对公司投资效率的信息效应[J].经济管理,

2017,39(10):44—61.

- [34] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. The Journal of Finance, 2018,73(4):1513—1565.
- [35] Li Q, Shan H, Tang Y, et al. Corporate climate risk: Measurements and responses[J]. The Review of Financial Studies, 2024,37(6):1778—1830.
- [36] 杜剑,徐筱或,杨杨.气候风险影响权益资本成本吗?——来自中国上市公司年报文本分析的经验证据[J].金融评论,2023,15(03):19—46.
- [37] 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.
- [38] Dechow P M, Dichev I D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors[J]. The Accounting Review, 2002,77(s—1):35—59.
- [39] 林树,葛逸云.经济政策关联度、公司治理与投资效率[J].现代经济探讨,2023(03):63—76.
- [40] 李英利,谭梦卓.会计信息透明度与企业价值——基于生命周期理论的再检验[J].会计研究,2019,384(10):27—33.

(责任编辑:蒋萍)

Common Institutional Ownership and Climate Transition Risk Disclosure

DU Jian¹, WU Nan^{1,2}

(1. School of Accounting, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang, Guizhou 550025;

2. School of Accounting, Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi, Xinjiang 830012)

Abstract: Climate change has emerged as a significant challenge for humanity, and compared with other countries, China faces more severe climate transition risks. Taking Chinese A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2014 to 2022 as the research object, this paper empirically focuses on the impact of common institutional ownership on corporate climate transition risk disclosure. The findings show that common institutional ownership promotes corporate climate transition risk disclosure, thus validating the synergistic governance perspective. In terms of the mechanism of action, common institutional ownership effectively enhances the disclosure of corporate climate transition risk information by leveraging synergistic, informational and monitoring effects. Further research shows that the facilitating effect of common institutional ownership on corporate climate transition risk information disclosure is particularly significant in non-state-owned enterprises and enterprises that are not heavily polluting. Finally, climate risk transition information disclosure behavior driven by common institutional ownership can lead to improved corporate performance.

Key words: common institutional ownership; climate transition risk disclosure; synergistic effect; informational effect; monitoring effect