

气候风险与企业金融化

李博阳 张玉浩 张嘉望

摘要:在全球气候风险加剧与“双碳”目标深入推进背景下,如何平衡气候应对与资本配置效率、避免金融化对实体经济的“挤出效应”,已成为推动经济高质量发展过程中亟待破解的重要命题。本文基于2007—2023年沪深A股上市公司数据,通过文本挖掘技术和机器学习算法构建企业层面的气候风险指标,分析气候风险对企业金融化的影响。研究结果显示,气候风险会抑制企业金融化程度,这一结论在经过内生性分析和稳健性检验后依然成立。机制分析结果显示,气候风险主要通过三条路径抑制企业金融化倾向:一是加剧企业融资约束,增大其在融资市场获取资金的难度;二是强化外部监督压力,促使企业更审慎地配置资本;三是削弱管理层的风险承担意愿,使其更倾向于规避金融资产投资带来的波动。异质性分析表明,在金融错配程度高、供应链集中度高和面临高气候政策不确定性的企业中,这一抑制效应更为明显。本文的研究不仅揭示了气候风险冲击下企业资本配置的“耐心培养”机制,也为政府构建气候治理政策工具体系、引导资本回归实体经济提供了重要的经验证据与政策参考。

关键词:气候风险 企业金融化 脱虚向实 融资约束 外部监督 风险承担

中图分类号:F279.2

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)01-0035-16

一、问题提出

在中国经济由高速增长向高质量发展转型的关键阶段,实体经济面临的结构性矛盾日益凸显。传统增长模式下的产能过剩矛盾尚未完全化解,叠加全球产业链重构带来的市场竞争加剧,以及劳动力、原材料等要素成本的持续攀升,实体企业利润空间受到严重挤压^[1]。在此背景下,产业资本逐渐偏离实体经济领域。这种资本“脱实向虚”现象背后,既有实体部门利润率下滑与金融领域高收益形成的套利空间驱动,也反映出部分企业的短视化经营倾向。长期过度金融化将削弱实体经济根基,诱发资产泡沫化和产业空心化^[2],对培育新质生产力构成潜在威胁。因此,如何有效引导企业培育长期实业投资耐心,遏制资本“脱实向虚”倾向,成为推进经济转型升级过程中亟待破解的重要课题。

在经济结构转型与金融化趋势交织的背景下,已有研究证实了气候风险是影响企业资本成本^[3]、气候

收稿日期:2025-04-21;修回日期:2025-12-02

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金项目“复杂网络下房价波动空间多维风险溢出效应研究”(72104035);陕西省软科学基金项目“陕西省企业创新主体地位强化策略与实践路径研究”(2025KG-YBXM-068);中央高校基本科研业务费专项资金优秀青年学者项目“气候变化冲击引发系统性金融风险的评估、机理和政策应对研究”(300102234606)

作者简介:李博阳 长安大学经济与管理学院副教授,西安,710064;

张玉浩 长安大学经济与管理学院硕士研究生;

张嘉望 陕西师范大学经济与管理学院副教授,西安,710119。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

行动^[4]和对外直接投资^[5]的关键因素。然而,关于气候风险如何影响企业金融化,现有文献尚未给出清晰的机制阐释和一致的经验证据。理论上,气候物理风险一方面可能因造成财产损失与经营中断而挤占企业可用资金,从而抑制金融投资^[6];另一方面,也可能促使企业为规避实体经济波动而增加金融资产配置,反而助推金融化^[7-8]。不仅如此,有学者研究发现中国气候风险突出表现为转型风险^[9]。中国正处于低碳转型的进程中,政策约束趋严与技术替代加速可能引发的资产搁浅风险,迫使企业重新评估其资本配置策略。这种外部压力在推动部分企业强化长期导向、减少短期金融投机并将资源转向绿色技术研发与气候适应型投资的同时,也可能使另一些企业因转型路径不确定而更倾向于持有更多的流动性金融资产,以规避实体投资的长期风险^[10]。有鉴于此,本文试图回答以下几个关键问题:气候风险究竟能否影响企业金融化?若能,其作用方向和作用机制如何?对这些问题的深入探讨,不仅有助于拓展气候金融领域的理论认知,也对完善国家气候治理体系、引导资本回归实体经济具有重要的政策价值。

自《巴黎协定》签署以来,有关气候风险经济效应的研究如同雨后春笋般涌现。在宏观层面,气候政策调整通过改变全球能源依赖格局,驱动资本从高碳行业向低碳行业转移,使得化石能源依赖型经济体因投资收缩而面临经常账户顺差扩大,低碳经济体则因绿色技术投资增加而面临外部失衡加剧^[11]。在金融方面,气候变化风险通过就业、产出、信贷、财政收支四大机制传导至金融系统,已成为系统性金融风险的重要来源^[12]。此外,气候风险经济效应的区域异质性显著,低收入地区因应对能力薄弱更易受冲击,从而加剧了区域经济不平等^[13]。在微观层面,一支文献聚焦于极端气候对商业银行,尤其是以“三农”为主要服务对象的县域地方性商业银行的风险承担的影响^[14]。另一支文献则以企业为研究对象,从融资成本^[3]、违约风险^[15]、全要素生产率^[16]等不同角度给出了气候风险对企业经营具有负向冲击的经验证据。

随着企业金融化现象的出现和扩大,现有文献从金融化的形成动因和经济后果两方面展开了探索。针对企业金融化的动因,学术界形成了“防御性储备”和“进取性套利”两种主流观点^[17]。对企业金融化的早期探索,可追溯至对现金持有问题的研究^[18]。一种观点是,企业持有金融资产旨在进行防御性储备,当企业面临未来经营不确定性加剧的情境时,持有流动性较强的金融资产有助于企业抵御潜在的资金短缺风险。与之相对,另一种观点是,企业金融化的核心动因在于追逐金融资产所带来的高额利润。当实体经济遭遇增长瓶颈、投资回报率呈现下降趋势时,金融资产的高收益率对企业形成强大的吸引力,促使企业将资金投向金融领域以获取短期超额回报。鉴于两种观点的对立性,有学者立足中国现实展开实证检验,发现中国非金融企业配置金融资产多是出于进取性套利而非预防性储备动机^[19]。就企业金融化的经济后果而言,已有研究发现企业金融化会抑制研发创新^[20]、降低生产效率^[21],阻碍企业发展。

还有一支文献与气候风险和企业金融化紧密相关。宁博等以异常降水作为气候物理冲击的代理变量,发现气候物理风险越强,实体企业配置金融资产的份额越高,反映出企业可能将金融投资视为应对自然环境波动的缓冲手段^[8]。类似地,有学者基于城市层面的极端气候数据进行检验,发现极端降水会显著推高企业金融化水平,而极端高温和极端低温的影响不显著^[7]。与上述发现形成对照的是,有学者采用熵权法构建了包括温度、风速与降水异常的气候物理风险指标,并指出气候物理风险会引发短期现金流压力和长期流动性不确定性,促使企业优先储备流动性,从而抑制其长期金融资产配置^[6]。通过上述梳理不难看出,既有研究关于气候物理风险影响企业金融化的结论并不一致,并且现有讨论多集中于物理风险范畴。随着全球碳中和进程加速,由政策、技术、市场变革带来的转型风险对企业战略决策的影响可能更为深远。因此,将研究维度从单一的气候物理风险拓展至转型风险及整体气候风险,并进行系统性的整合分析,成为当前亟待推进的重要研究内容。

本文可能的贡献和创新有三点。第一,在研究视角上,基于文本挖掘方法构建企业层面的气候风险

测度指标,在整体上创新性地分析了气候风险与企业金融化的关系,并揭示了气候风险约束下企业资本配置的“耐心培养”效应。这一发现不仅弥补了国内气候风险理论研究的不足,也为破解企业金融化问题提供了新的经验证据。第二,在机制阐释上,系统剖析气候风险影响企业金融化的内在逻辑。本文研究发现气候风险通过融资约束收紧限制金融化能力、外部监督增强压缩金融化空间和风险偏好改变削弱金融化动机的机制抑制企业金融化。第三,从金融错配程度、供应链集中度、气候政策不确定性、金融化程度四个方面充分挖掘了气候风险改变企业资本配置过程的异质性效应。上述结论有助于深化气候经济学与公司金融领域的交叉研究,对于中国在“双碳”目标下统筹气候治理与高质量发展提供了理论依据与实践参考。

二、理论分析与研究假设

气候风险对企业金融化的抑制作用可从企业动态能力理论和利益相关者代理理论中获得解释。企业动态能力理论揭示了企业为求生存与发展而进行的战略性资源配置^[22]。气候风险并非静态冲击,而是一个持续演变的系统性压力。为了在低碳转型中构筑新的长期竞争力、规避日益加剧的物理风险,企业必须将资源重新聚焦于能够重塑其核心能力的实体活动上。这包括对绿色技术的前沿研发、对低碳生产流程的革新,以及对供应链韧性的战略性投资。这类投资是企业为适应并驾驭新环境所必须发展的“动态能力”,其紧迫性和战略性使其与短期的金融投机活动形成了零和竞争关系。有限的财务资源被优先配置到这些关乎企业未来生存空间的真实投资中,这正是“培养耐心”的体现,从而自然挤出了金融资产配置。利益相关者代理理论则解释了外部压力如何通过影响管理层的动机来强化这一抑制效应^[23]。在气候风险日益受到关注的背景下,企业的投资者、监管机构乃至社会公众施加的强大压力,显著改变了管理层的决策考量。将资金投入金融资产以博取短期财务收益,可能会被外界解读为管理层逃避长期气候责任、损害企业可持续发展的信号,从而引发严重的代理成本,如声誉受损、股价波动甚至被问责。反之,将资本导向可见的、实质性的绿色转型与气候韧性建设项目,更符合利益相关者的期望,能够彰显管理层的远见与“耐心”,降低代理冲突。因此,在外部压力的规制下,管理层有强烈的动机来抑制短期的“贪心”,优先满足实体层面的战略性气候投资,从而主动抑制企业的金融化倾向。

基于上述分析,本文提出假设1:气候风险对企业金融化具有抑制作用。

本文进一步从气候风险冲击下企业融资约束收紧限制金融化能力、外部监督增强压缩金融化空间和风险偏好改变削弱金融化动机三个方面论述气候风险抑制企业金融化的理论机制。

首先,气候风险的加剧增加了企业融资约束。在债务融资方面,气候转型风险和物理风险暴露会导致企业基本面波动加剧,削弱其内部现金流的稳定性。金融机构为规避风险,会针对受气候风险影响较大的企业提高贷款利率、收紧贷款额度或增加担保要求,导致企业债务融资成本大幅上升^[24]。同时,信用评级机构也会因气候风险降低企业的信用评级,进而提高企业的融资约束程度。从权益资本成本角度看,根据资本资产定价模型,气候风险通过抬高无风险利率、提升市场风险溢价以及增加企业贝塔系数三个方面的作用,促使投资者要求更高的回报率,从而增加企业的权益资本成本^[3]。此外,气候风险还会导致供应链信用紧缩,挤占企业营运资金。供应链资金占用本质上是一种经营端融资约束,其通过改变上下游交易条件直接消耗企业内部现金流,迫使企业减少非必要金融投资以维持日常运营。需要着重阐明的是,在气候风险冲击下,不同于传统融资约束理论所强调的“投资替代”^[25],融资约束对企业金融化的抑制作用具有特殊性,其内在逻辑在于两个方面。其一,气候风险向市场和企业传递主营业务面临系统性冲击的信号,促使管理层在融资约束收紧的背景下确立战略优先级,将稀缺资金优先配置于绿色技术研发等提升长期竞争力和

气候韧性的核心领域,从而挤出非必要金融投资^[26]。其二,气候风险蕴含着实体经济层面的深层次不确定性,这种不确定性同样会剧烈冲击金融市场^[27],使企业对金融资产的收益稳定性产生怀疑,从而主动削减可能增加风险敞口的金融资产配置。因此,融资约束的收紧不仅从资金来源上形成硬约束,更从资产配置偏好上引发根本性转变,共同抑制企业金融化^[28]。

其次,气候风险会通过增强外部监督来压缩企业金融化的操作空间。根据声誉约束和信号传递理论,随着气候风险加剧,企业环境行为的信息透明度成为利益相关者关注的焦点。一方面,气候风险促使媒体加大对企业环境责任与应对气候变化举措的关注力度,一旦企业在气候风险应对方面表现不佳,负面新闻会迅速传播,损害企业声誉^[9];另一方面,分析师会基于气候风险因素对企业进行更严格的评估与预测,在发布的研究报告中警示投资者相关风险^[3]。这种强化的外部监督促使企业将更多资源投入气候风险管理与环境绩效改善中,以维护自身形象与市场合法性。在此背景下,过度金融化被视为与低碳转型的社会期望相悖,容易引发投资者、消费者及监管机构的质疑。为规避合规风险、传递专注主业与积极应对气候风险的信号,企业会主动抑制金融化程度。这一行为也体现了代理理论框架下企业因面对外部合法性压力所做的战略性调整。

最后,气候风险会改变企业风险偏好,从而削弱其进行金融化的动机。根据企业风险承担理论,企业在面对风险时会权衡风险与收益,调整自身风险承担水平^[29]。气候风险的高度不确定性与复杂性极大地削弱了企业的风险承担能力。企业为保障生存与持续经营,会优先减少高风险活动以维持财务弹性,而金融化活动通常具有较高的风险属性,自然成为削减对象。从高管层面来看,委托代理理论指出,高管的决策会受到自身职业发展与声誉的影响^[30]。气候风险的上升使企业经营环境恶化,高管出于对企业业绩下滑可能导致自身职位不保与声誉受损的担忧,风险偏好会发生显著改变。在制定投资决策时,高管会更加谨慎,优先考虑实体业务的稳定性与安全性,而非金融套利行为。因此,风险偏好的改变使得企业更倾向于将资源配置于能够提升气候韧性的实体项目,从而主动降低金融资产配置水平,形成对金融化的内在抑制。

基于信息披露的视角,这一抑制效应根源于气候风险披露作为一种前瞻战略承诺所发挥的信息与治理功能。高质量的气候风险披露通过降低信息不对称,具有一系列金融化的抑制作用。首先,它作为一种信号传递工具,向市场展示了企业的转型蓝图与管理能力,这有助于稳定融资环境,但同时也将资本用途锚定在企业所承诺的实体投资上,从能力上约束了金融化。其次,它作为一种治理工具,使得企业将内部战略公开化,吸引了分析师、媒体等利益相关者的强力外部监督,从空间上压缩了金融化。最后,这一公开披露行为本身会内化为管理层的战略认知,重塑其风险偏好,使其主动将资源聚焦于长期实体能力建设,从动机上削弱了金融化。因此,作为战略承诺的气候风险披露,通过信息效应下的融资约束、治理效应下的外部监督、认知效应下的风险偏好这三条渠道,有效地培养企业长期“耐心”,从而抑制金融化。

基于上述分析,本文提出假设2:气候风险通过融资约束收紧限制金融化能力、外部监督增强压缩金融化空间和风险偏好改变削弱金融化动机来抑制企业金融化。

三、实证设计

(一) 样本和数据来源

自2007年起,中国上市公司全面推行新的企业会计准则,为减少新旧制度衔接带来的不利影响,本文以2007—2023年中国A股上市公司作为研究样本。本文对数据按照如下方式进行处理:(1)排除金融、房地产行业及ST、*ST与PT类公司样本;(2)删除核心变量存在缺失值的样本;(3)对连续变量实施1%分位数缩

尾调整。经上述处理后保留有效样本 44 963 个。本文的气候风险数据通过武汉文铸数据科技有限公司文构财经文本数据平台采集获取。企业金融化程度数据、上市企业财务数据、治理数据以及其他数据来源于深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库。

(二) 模型设定

为了检验气候风险对企业金融化的抑制作用,本文构建如下双向固定效应模型:

$$FinRatio_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CliRisk_{it} + X'_{it}\alpha + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示企业, t 表示年份, α_0 为截距项,核心解释变量 $CliRisk$ 表示气候风险,被解释变量 $FinRatio$ 为企业金融化程度, X'_{it} 为控制变量向量, λ_t 表示不因个体而改变的时间固定效应, μ_i 表示不随时间改变的个体固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

(三) 变量说明

1. 企业金融化程度

参考已有研究^[32],本文使用如下方式计算企业的金融化程度: $FinRatio = (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{可供出售金融资产净额} + \text{持有至到期投资净额} + \text{投资性房地产净额} + \text{发放贷款及垫款净额}) / \text{总资产}$ 。考虑到现有研究在金融资产核算标准上的差异,为提升研究结论的稳健性,本文基于已有文献构建了新的企业金融化测度指标,并将其作为稳健性检验的工具。

2. 气候风险指标构建

借鉴已有研究^[3,32],并综合考虑企业年报文本分析的三项优势(其一,能够深入微观企业层面;其二,能够全面涵盖气候风险的相关因素;其三,可将物理风险与转型风险纳入同一分析框架中讨论),本文基于企业年度财务报告,结合文本挖掘技术与机器学习算法,构建了适用于中文环境的企业层级气候风险测量指标,具体过程包括四个步骤。(1)文本获取与预处理。收集A股上市公司的年报,运用Java PDFbox库提取文本内容,并系统剔除财务报表、数字、特殊符号、页码及解析噪声等非文本信息。(2)气候风险词集构建。首先,结合《中国气象灾害年鉴》、气候政策文件及专家意见确立初始词集;其次,借助Word2Vec模型进行语义扩展,筛选形成包含96个词汇的最终词集,并将该词集划分为物理风险(64词)与转型风险(32词)两个子集。其中,物理风险指极端天气与长期气候变化引致的实体损害,而转型风险则涉及气候政策变化、技术革新、市场偏好改变等带来的企业内部转型过程中的不确定性。(3)分词与词频统计。使用Python的jieba工具对净化后的文本进行分词,并依据停用词表过滤语法功能词(如“的”“是”“在”等),以“有效实义词总和”作为年报总词数。(4)指标计算。统计样本公司年报中属于气候风险词集的词汇总频数,计算其与总词数的比率并乘以100,最终形成气候风险指标 $CliRisk$ 。本文基于样本公司年报文本构建的气候风险指标,其内涵具有双重属性。一方面,通过一系列指标有效性检验,本文确认该指标能够有效捕捉企业所面临的客观气候风险。另一方面,作为一项自愿性信息披露,它不可避免地包含了企业管理层的战略关注与披露动机。

3. 控制变量

为了控制对企业金融化程度产生影响的因素,参考王越等^[33]的研究,本文选取的控制变量包括企业规模($\ln Size$)、公司成立年龄($\ln FirmAge$)、资产负债率(Lev)、总资产净利率(ROA)、账面市值比(BMR)、董事会规模($\ln Board$)、股权集中度($Top1$)、独立董事比例($Indep$)。

本文主要变量的定义见表1。

表 1 主要变量的定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量含义 |
|-------|---------|------------------|----------------------|
| 被解释变量 | 金融化程度 | <i>FinRatio</i> | 企业金融资产占总资产的比重 |
| 解释变量 | 气候风险 | <i>CliRisk</i> | (气候风险词集词频/年报总词数)×100 |
| | 气候转型风险 | <i>TransRisk</i> | (转型风险词集词频/年报总词数)×100 |
| | 气候物理风险 | <i>PhyRisk</i> | (物理风险词集词频/年报总词数)×100 |
| 控制变量 | 企业规模 | <i>Size</i> | 总资产 |
| | 企业年龄 | <i>FirmAge</i> | 企业成立年龄 |
| | 资产负债率 | <i>Lev</i> | 负债/总资产 |
| | 总资产净利润率 | <i>ROA</i> | 净利润/总资产 |
| | 账面市值比 | <i>BMR</i> | 总资产/市值 |
| | 董事会规模 | <i>Board</i> | 董事会人数 |
| | 股权集中度 | <i>Top1</i> | 第一大股东持股比例 |
| | 独立董事比例 | <i>Indep</i> | 独立董事/董事人数 |

(四) 描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。企业金融化程度 (*FinRatio*) 的均值为 0.046 9, 标准差为 0.086 1, 说明样本内不同企业的金融资产配置水平差异较大。气候风险 (*CliRisk*) 的均值为 0.321 1, 标准差为 0.346 0, 表明样本内不同企业面临的气候风险存在较大差异, 可能是因为企业所处的行业属性以及外部宏观环境存在较大差异。其他控制变量的分布特征与现有研究基本相符。进一步, 经方差膨胀因子 (VIF) 检验, 可知相关平均值为 1.37, 表明模型变量间不存在严重的共线性问题。

表 2 描述性统计结果

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|------------------|--------|-----------|-----------|----------|----------|-------------|
| <i>FinRatio</i> | 44 963 | 0.046 9 | 0.086 1 | 0.000 0 | 0.009 0 | 0.534 4 |
| <i>CliRisk</i> | 44 963 | 0.321 1 | 0.346 0 | 0.000 0 | 0.221 7 | 2.492 8 |
| <i>TransRisk</i> | 44 963 | 0.312 2 | 0.342 0 | 0.000 0 | 0.214 4 | 2.454 5 |
| <i>PhyRisk</i> | 44 963 | 0.008 2 | 0.014 8 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.160 7 |
| <i>Size</i> | 44 963 | 113.319 9 | 293.356 4 | 1.355 1 | 32.094 3 | 2 841.880 1 |
| <i>FirmAge</i> | 44 963 | 18.949 5 | 6.211 6 | 2 | 19 | 38 |
| <i>Lev</i> | 44 963 | 0.416 2 | 0.212 4 | 0.027 8 | 0.405 2 | 1.940 2 |
| <i>ROA</i> | 44 963 | 0.041 4 | 0.070 3 | -0.404 2 | 0.041 1 | 0.280 6 |
| <i>BMR</i> | 44 963 | 0.613 9 | 0.243 0 | 0.064 1 | 0.613 3 | 1.242 5 |
| <i>Board</i> | 44 963 | 8.514 6 | 1.678 7 | 5 | 9 | 15 |
| <i>Top1</i> | 44 963 | 0.340 6 | 0.148 1 | 0.078 1 | 0.318 5 | 0.754 0 |
| <i>Indep</i> | 44 963 | 37.510 9 | 5.349 9 | 25.000 0 | 35.710 0 | 60.000 0 |

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表3呈现了基准回归结果。列(1)为加入控制变量并进行年份与行业固定效应后的估计结果,列(2)为进一步采用个体固定效应模型进行估计后的结果。本文采用同时控制时间效应与个体效应的双向固定效应模型进行估计,结果显示,*CliRisk* 的回归系数为-0.021 3,在1%统计水平下显著为负。从经济意义来看,气候风险每增加1百分点,企业金融化水平平均降低0.021 3单位,同时,气候风险一个标准差的提升将导致企业金融化程度下降约15.7%,这表明气候风险对企业金融化行为存在抑制效应,本文假设1得证。可以认为,气候风险对企业金融化存在治理效应,气候风险整体上塑造了企业“培养耐心”的资本配置策略,而非“助长贪心”的短期投机倾向。

表 3 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>CliRisk</i> | -0.017 0*** (-8.377 9) | -0.015 3*** (-5.927 0) | -0.021 3*** (-7.984 9) |
| <i>lnSize</i> | 0.001 6* (1.943 1) | -0.001 7 (-1.290 8) | -0.003 5** (-2.524 2) |
| <i>lnFirmAge</i> | 0.012 0*** (4.573 0) | 0.063 4*** (17.993 4) | 0.031 0*** (4.210 5) |
| <i>Lev</i> | -0.083 6*** (-16.295 0) | -0.032 0*** (-6.531 0) | -0.034 1*** (-6.770 0) |
| <i>ROA</i> | -0.017 6* (-1.646 9) | -0.035 1*** (-4.506 0) | -0.031 7*** (-4.128 9) |
| <i>BMR</i> | -0.000 3 (-0.080 3) | -0.012 9*** (-4.749 7) | -0.005 9* (-1.721 5) |
| <i>lnBoard</i> | -0.017 4*** (-3.504 5) | -0.005 2 (-0.995 9) | -0.003 0 (-0.589 0) |
| <i>Top1</i> | 0.000 9 (0.156 7) | -0.017 0* (-1.829 0) | -0.004 2 (-0.450 8) |
| <i>Indep</i> | -0.000 0 (-0.259 2) | -0.000 1 (-0.497 1) | -0.000 0 (-0.216 7) |
| 常数项 | 0.056 2*** (2.877 8) | -0.050 2* (-1.744 7) | 0.069 7* (1.827 5) |
| 企业固定效应 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 未控制 | 控制 |

表3(续)

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|--------|---------|---------|---------|
| 行业固定效应 | 控制 | 未控制 | 未控制 |
| 样本量 | 44 963 | 44 963 | 44 963 |
| R^2 | 0.162 2 | 0.608 6 | 0.629 9 |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内为聚类到企业个体层面的*t*值,后表同。

(二)内生性分析

就本文的研究主题而言,内生性偏误可能有两个来源。第一,双向因果关系。气候风险可能促使企业降低金融化程度,同时,金融化程度较高的企业可能通过调整投资组合、转移生产基地等方式主动规避气候风险,这便构成了双向因果的内生性问题。为此,本文采用工具变量法进行识别。第二,样本选择偏差。企业面临的气候风险水平可能与其自身特质相关,高气候风险企业可能集中分布于特定区域或行业,这种非随机分组可能导致估计结果出现偏误。为此,本文运用倾向得分匹配(PSM)方法进行检验。

1. 工具变量法

针对可能存在的双向因果问题,借鉴余振等^[34]的研究,本文采用巴蒂克(Bartik)方法构建工具变量。该方法的基本思路是将全国层面的外生冲击与行业或地区异质性权重相结合,形成交互项作为工具变量。具体构建过程如下:选取极端高温天数作为全国性的外生冲击变量,并以各行业气候风险的上一年均值(剔除本公司)作为行业异质性权重,将两者相乘构造巴蒂克工具变量。该设计在保留行业层面气候风险差异性的同时,通过剔除本公司观测值有效控制了权重可能带来的内生性偏误,从而能够确保工具变量与内生解释变量之间的相关性。此外,由于极端高温事件在短期内具有随机性和不可预测性,该冲击变量也满足排他性约束的基本假设。在识别条件检验方面,不可识别检验结果(Anderson *LM* 统计量=61.43, *P*=0.000)表明工具变量与内生变量显著相关,不存在识别不足问题;第一阶段回归的Cragg-Donald Wald *F* 统计量远大于10,有效排除了弱工具变量的疑虑。回归结果如表4所示,气候风险(*CliRisk*)的回归系数在1%水平下显著为负,说明本文的研究结论依然稳健。

表4 内生性分析回归结果

| 变量 | 工具变量法 | | 倾向得分匹配 |
|----------------|-------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | (1) | (2) | |
| <i>IV</i> | 0.004 6*** (9.780 6) | | |
| <i>CliRisk</i> | | -0.076 3*** (-5.916 4) | -0.018 3*** (-7.141 7) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 38 999 | 38 999 | 33 296 |
| R^2 | 0.844 8 | -0.013 0 | 0.673 0 |

2. 倾向得分匹配

为解决可能存在的样本选择性偏误问题,参考杜剑等^[3]的研究,本文采用倾向得分匹配法从样本中选出与处理组特征相似的样本进行检验。首先,生成气候风险的虚拟变量(当企业的气候风险大于中位数时取值为1,否则取值为0),选取公司成立年龄、企业规模、资产负债率、总资产净利率、账面市值比、董事会规模、股权集中度、独立董事比例为特征变量;借助评定(Logit)模型对样本企业进行打分;其次,采用一对一最近邻匹配进行样本匹配。最后,基于匹配后的样本进行回归。

回归结果如表 4 所示,气候风险的回归系数依然在 1%水平下显著为负,说明处理了可能的样本自选择问题后,本文的结论依然成立,结论稳健。

(三) 稳健性检验

为了确保基准回归结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。

1. 替换被解释变量

借鉴彭俞超等^[32]的研究,本文通过重构企业金融化程度的测度体系,构建了两组差异化指标:采用交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额及投资性房地产净额加总后计算金融资产占比,使用 *FinRatio1* 表示;在 *FinRatio1* 的基础上剔除投资性房地产使用 *FinRatio2* 表示。将上述两个指标分别作为被解释变量重新进行回归。表 5 列(1)—列(2)的估计结果显示,核心解释变量 *CliRisk* 的系数估计值始终在 1%统计水平下显著为负,表明基准结论具有稳健性。

2. 替换解释变量

本文使用样本公司年报中“管理层讨论与分析”(MD&A)章节的气候风险词频占比(*CliRisk_MDA*)替换核心解释变量。表 5 列(3)的结果显示,替换变量后 *CliRisk_MDA* 对企业金融化程度的回归系数在 1%的水平下显著为负。其次,分别采用窄口径的初始核心词集词频(*CliRisk_Narrow*)与宽口径的气候风险句频占比(*CliRisk_Wide*)重新构建解释变量作为核心解释变量的替代指标。重新回归的结果如表 5 列(4)—列(5)所示,窄口径词集与宽口径句频两种测度下,气候风险的回归系数均在 1%的水平下显著为负。上述稳健性检验结果表明本文关于气候风险抑制企业金融化的核心结论稳健。

表 5 稳健性检验结果一

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| <i>CliRisk</i> | -0.013 6 *** (-3.850 8) | -0.016 0 *** (-7.646 6) | | | |
| <i>CliRisk_MDA</i> | | | -0.579 4 *** (-6.809 0) | | |
| <i>CliRisk_Narrow</i> | | | | -2.726 6 *** (-5.777 9) | |
| <i>CliRisk_Wide</i> | | | | | -0.157 5 *** (-7.377 1) |
| 常数项 | 0.069 6 * (1.939 8) | -0.032 8 (-0.974 5) | -0.003 4 ** (-2.440 0) | 0.062 0 (1.611 4) | 0.053 8 (1.399 6) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 44 963 | 44 963 | 41 337 | 39 943 | 39 899 |
| <i>R</i> ² | 0.610 4 | 0.619 1 | 0.601 3 | 0.632 4 | 0.632 7 |

注:列(1)和列(2)被解释变量分别为 *FinRatio1* 和 *FinRatio2*。

3. 更换样本区间

2008 年的全球金融危机引发了系统性金融动荡,2020 年后的公共卫生事件对实体经济产生较大冲击,

为排除极端外部冲击的干扰,本文通过调整样本区间进行稳健性检验。表6列(1)为更换样本区间为2009—2023年的回归结果,列(2)为更换样本区间为2009—2019年的回归结果。可以看出,气候风险对企业金融化程度的影响依然在1%水平下显著为负,进一步证明了本文的结论。

4. 考虑滞后性

气候风险对企业金融化程度的抑制作用可能存在时滞性,即企业基于前期气候风险形成的风险预期,可能会主动缩减金融资产配置以应对中长期政策与气候风险。因此,本文对气候风险进行滞后一期处理重新进行回归,回归结果如表6列(3)所示,相关回归系数在1%水平下显著。

表6 稳健性检验结果二

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>CliRisk</i> | -0.022 1*** (-7.765 1) | -0.016 7*** (-5.492 7) | |
| <i>L. CliRisk</i> | | | -0.020 2*** (-7.613 7) |
| 常数项 | 0.070 2* (1.702 3) | 0.023 7 (0.598 9) | 0.099 9** (2.317 5) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 42 467 | 25 286 | 39 525 |
| <i>R</i> ² | 0.640 8 | 0.616 7 | 0.651 7 |

注:列(1)和列(2)分别更换样本区间为2009—2023年和2009—2019年。

五、进一步讨论

(一) 机制检验

为进一步探究气候风险对企业金融化程度的影响机制,本文借鉴江艇^[35]提出的机制检验分析法,在基准回归基础上构建以下模型,通过考察核心解释变量对机制变量的影响以进行机制检验。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 CliRisk_{it} + X'_{it}\beta + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$
 (2)

其中, M_{it} 表示机制变量,包括融资约束强度、外部监督和风险偏好,其余变量设定与模型(1)相同。

1. 融资约束收紧限制金融化能力

为验证气候风险是否能够通过增强企业融资约束路径促使企业降低金融化程度。采用SA指数作为综合反映企业融资约束强度(*SAR*)的代理变量。回归结果如表7列(1)所示,结果表明气候风险增强了企业融资约束,支持了融资约束的总渠道效应。本文进一步进行融资渠道分解。其一,债务端成本上升。使用企业财务费用率来衡量债务资本成本(*CW*),气候风险推高利息支出,限制企业举债能力。其二,权益端融资压力。使用市盈增长比率模型计算权益资本成本(*PEG*)来衡量,气候风险加剧投资者对低碳转型不确定性的担忧,导致股权融资溢价上升。其三,经营端现金流挤占。采用应收账款与收入之比来度量供应链资金占用程度(*ZB*)。气候风险会导致企业供应链信用紧缩,使得其内部现金流状况恶化进而挤占企业闲置资金,迫使企业减少非必要金融投资以维持日常运营。将上述变量分别作为被解释变量进行回归分析,结果如表7列(2)—列(4)所示,结果表明气候风险通过三重融资约束路径抑制企业金融化程度。

表 7 融资约束机制检验回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|-----------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>CliRisk</i> | 0.039 4 *** (4.230 6) | 0.004 8 ** (2.133 4) | 0.006 0 *** (3.202 7) | 0.025 0 *** (2.739 8) |
| 常数项 | -3.109 5 *** (-26.967 5) | -0.019 0 (-1.064 6) | -0.013 7 (-0.649 1) | 0.206 7 *** (2.929 2) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 44 963 | 44 948 | 27 304 | 44 948 |
| <i>R</i> ² | 0.944 1 | 0.691 0 | 0.476 0 | 0.797 7 |

注:列(1)—列(4)被解释变量分别为 *SAR*、*CW*、*PEG*、*ZB*。

2. 外部监督增强压缩金融化空间

为了检验气候风险是否能够通过强化外部监督路径来抑制企业金融化程度,借鉴庄明明等^[36]的研究,本文使用新闻报道中标题该公司名称出现的数量(*Media*)作为企业外部媒体监督的代理指标。同时,使用证券分析师关注人数(*Analyst*)和分析研报数(*Report*)作为外部市场监督的度量指标,采用个体时间双固定效应模型进行回归分析。结果如表 8 所示,可以看出 *CliRisk* 的回归系数在至少 5%的水平下显著,说明气候风险能够增强外部监督进而促使企业降低金融化程度。结果表明,气候风险触发外部多维监督压力,通过声誉约束与信息透明化抑制企业金融投机,形成外部监督与公司内部治理的协同。

表 8 外部监督机制检验回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|--------------------------|------------------------------|------------------------------|
| <i>CliRisk</i> | 0.057 7 ** (2.301 7) | 0.142 8 *** (3.970 4) | 0.180 3 *** (4.095 4) |
| 常数项 | -0.417 3 * (-1.772 3) | -11.049 2 *** (-26.756 9) | -14.605 0 *** (-29.388 5) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 43 080 | 44 963 | 44 963 |
| <i>R</i> ² | 0.528 2 | 0.733 4 | 0.734 2 |

注:列(1)—列(3)被解释变量分别为 *Media*、*Analyst*、*Report*。

3. 风险偏好改变削弱金融化动机

风险规避包括客观层面的风险承担能力约束与主观层面的高管风险偏好降低。本文借鉴洪金明等^[37]的研究,采用主成分分析法^①提取反映首席执行官(*CEO*)风险偏好水平的主成分,并计算得到综合指标,且以该综合指标作为高管风险偏好(*Riskpre*)的测度。使用企业息税前利润与年末总资产之比的波动程度(*Roa*)来衡量企业风险承担能力,波动越大,风险承担能力越强。为排除宏观经济与行业周期的干扰,将 *Roa* 按年份-行业均值调整。以每三年(*t* 年至 *t*+2 年)为观测期,分别滚动计算企业 *i* 经行业 and 年份调整后的 *Roa* 的标准差(*Risk1*)和极差(*Risk2*),并对其进行回归。回归结果如表 9 所示,结果显示气候风险降低了高管风险偏好与企业风险承担能力,表明气候风险通过削弱企业客观风险承受能力和强化高管主观风险规避倾向来抑制金融化。

① 本文选取如下 8 项体现高管风险偏好的指标:短期风险资产占比、长期风险资产占比、资产负债率、短期债务比率、核心盈利比率、留存收益率、自身资金满足率和资本支出率。

综上,本文假设 2 得证。

表 9 风险规避机制检验回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>CliRisk</i> | -0.148 2 *** (-6.103 5) | -0.004 5 ** (-2.376 1) | -0.008 1 ** (-2.357 1) |
| 常数项 | 0.108 4 (0.424 6) | 0.303 2 *** (10.942 0) | 0.578 3 *** (11.031 9) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 33 941 | 36 769 | 36 769 |
| <i>R</i> ² | 0.613 9 | 0.468 4 | 0.468 7 |

注:列(1)—列(3)被解释变量分别为 *Riskpre*、*Risk1*、*Risk2*。

理变量,其中资本成本 = 利息支出 / (负债总额-应付账款)。通过构建交互项进行异质性检验,回归结果如表 10 列(1)所示,*CliRisk*×*FMM* 的回归系数显著为负,表明企业金融错配程度越高,气候风险对企业金融化程度的抑制作用越强。

2. 供应链集中度与金融化程度

在金融错配程度之外,气候风险对企业金融化程度的抑制作用还可能受到企业供应链集中度水平的异质性影响。为此,借鉴杜勇等^[39]的研究,使用企业前五大供应商采购额占比和前五大客户销售额占比的平均值作为企业的供应链集中度水平(*SSC*)的代理变量。将 *SSC* 及其与气候风险的交互项 *CliRisk*×*SCCL* 加入模型后进行回归,回归结果见表 10 列(2)。交互项 *CliRisk*×*SCCL* 对企业金融化程度的回归系数在 1% 水平下显著为负,表明气候风险对企业金融化程度的抑制作用在供应链集中度高的企业中更明显。

3. 气候政策不确定性与企业金融化程度

气候政策不确定性作为企业面临的外生性政策环境,是影响企业金融资产配置决策的关键因素,对企业金融化程度具有不可忽视的重要作用。为此,本文使用马等人(Ma et al.)^[40]构建的中国省级气候政策不确定性指数^①作为气候政策不确定性程度(*CPUU*)的代理变量,该值越大,说明省份气候政策不确定性程度越高。将 *CPUU* 及其与气候风险的交互项 *CliRisk*×*CPUU* 加入基准回归模型后进行估计,表 10 列(3)的结果显示,企业所处省份气候政策不确定性越高,气候风险对企业金融化程度的抑制效应越明显,验证了前述假设。

(二) 异质性分析

1. 金融错配与金融化程度

气候风险对企业金融化程度的抑制效应可能受企业金融错配程度的异质性影响。具体而言,金融错配程度较高的企业,其资本成本显著偏离行业平均水平,导致其在气候风险冲击下的财务脆弱性更突出,从而可能强化气候风险对金融化的抑制作用。在此基础上,本文借鉴韩珣等^[38]的研究,以企业资本成本偏离行业均值的程度作为金融错配程度(*FMM*)的代理

表 10 异质性分析回归结果一

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| <i>CliRisk</i> | -0.020 4 *** (-7.179 6) | -0.019 9 *** (-7.535 6) | -0.020 5 *** (-7.691 8) |
| <i>FMM</i> | -0.000 6 (-0.981 2) | | |
| <i>CliRisk</i> × <i>FMM</i> | -0.004 7 *** (-2.619 1) | | |

① 该指数基于中国 6 家主流报纸数据,通过人工审计和 MacBERT 模型识别气候政策相关词汇,计算相关新闻占比后标准化处理得出,涵盖可信度、影响力和国际化三个评估维度。

表10(续)

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------|-----------|-------------|-------------|
| SSC | | 0.004 5 | |
| | | (0.973 5) | |
| CliRisk×SSC | | -0.029 1*** | |
| | | (-3.452 4) | |
| CPUU | | | -0.001 2 |
| | | | (-1.152 0) |
| CliRisk×CPUU | | | -0.003 7*** |
| | | | (-3.908 9) |
| 常数项 | 0.071 3* | 0.054 9 | 0.073 2* |
| | (1.861 2) | (1.406 2) | (1.916 1) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 44 546 | 42 837 | 44 939 |
| R ² | 0.631 0 | 0.633 6 | 0.630 0 |

4. 金融化水平的异质性影响

企业金融化行为的合理性取决于金融资源使用与实体发展的动态协调程度,而气候风险作为外部风险,其对企业金融化的抑制作用可能因企业金融化水平呈现异质性。在此基础上,本文通过分年份、分行业动态计算的企业金融化程度均值来区分企业金融化水平,该度量方式能够剥离宏观经济周期与行业技术特征对金融化基准水平的系统性影响。将大于金融化程度均值的企业视为过度金融化企业,小于均值的企业视为未过度金融化企业。当企业处于过度金融化时,设置虚拟变量 *Over* 为 1,否则为 0。当企业处于未过度金融化时,设置虚拟变量 *Moderate* 为 1,否则为 0。然后在基准回归模型中分别引入虚拟变量及气候风险与虚拟变量的交互项进行异质性分析,回归结果如表 11 列(1)和列(2)所示。列(1)中 *CliRisk*×*Over* 的回归系数显著为负,表明在过度金融化的企业中,气候风险的抑制效应更强。列(2)中 *CliRisk*×*Moderate* 的回归系数显著为正,表明在那些金融化程度低于行业均值的企业中,气候风险对企业金融化程度的抑制作用有所减弱。

表 11 异质性分析回归结果二

| 变量 | (1) | (2) |
|------------------|-------------|-------------|
| CliRisk | -0.016 7*** | -0.016 7*** |
| | (-8.341 1) | (-8.341 1) |
| Over | 0.091 5*** | |
| | (60.505 7) | |
| CliRisk×Over | -0.020 5*** | |
| | (-6.133 2) | |
| Moderate | | -0.091 5*** |
| | | (-60.505 7) |
| CliRisk×Moderate | | 0.020 5*** |
| | | (6.133 2) |
| 常数项 | 0.084 8*** | 0.176 3*** |
| | (2.984 4) | (6.164 8) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 44 878 | 44 878 |
| R ² | 0.757 1 | 0.757 1 |

六、结论与建议

本文选取 2007—2023 年中国 A 股上市企业作为研究样本,运用文本挖掘技术构建企业层面的气候风险指标,深入探讨气候风险对企业金融化程度的影响及其作用机制。研究结果显示,气候风险对企业金融化程度具有抑制作用,这一效应通过加剧融资约束、强化外部监督及增强风险规避三条机制实现。异质性分析表明,金融错配程度高、供应链集中度高以及面临较高气候政策不确定性的企业,更倾向于减持金融资产以增强抗风险能力。基于上述研究结论,本文提出如下建议:

首先,构建并完善强制性与激励性相结合的气候信息披露体系,夯实企业战略承诺的制度基础。第一,分阶段、分行业推行强制性的气候相关财务信息披露,要求企业不仅披露气候风险对其财务状况的影响,更需详细阐述治理结构、应对战略、风险管理制度及关键绩效指标,使披露内容从“口号式”关注转向“实质性”承诺。第二,建立信息披露的质量评价与第三方鉴定机制,鼓励权威机构对披露信息的准确性、一致性和前瞻性进行评估,并将评估结果与企业的融资门槛、绿色信贷利率、市场监管评级等挂钩,通过市场化手段奖优罚劣。第三,强化董事会与管理层在气候风险治理与信息披露中的责任,将气候目标纳入高管绩效考核体系,确保战略关注能够有效转化为具体的资本配置决策与可追溯的执行行动。

其次,应通过构建系统的气候治理框架来模拟和强化风险信号的市场传导,而非被动等待风险自然累积。具体而言,第一,深化市场机制建设,完善全国碳市场并探索转型金融工具,使碳价格与气候风险能准确嵌入企业投融资决策,引导金融机构依据企业气候表现进行差异化定价。第二,强化信息披露与监督,强制推行标准化的气候相关信息披露,将外部监督压力转化为企业改善主业经营与绿色创新的动力。第三,优化财税激励导向,将优惠政策与企业实质性减排和创新活动挂钩,引导其风险规避行为服务于长期实体竞争力的构建。

最后,本文揭示的气候风险效应在金融错配严重、供应链集中度高及面临高气候政策不确定性的企业中尤为明显,这提示政策需精准聚焦,实施差异化引导。对于金融错配严重企业与行业,监管重点应在于深化金融供给侧结构性改革,疏通资金流向绿色低碳、技术密集型实体部门的管道,减少因制度性扭曲导致的企业被迫“自我储蓄”式金融投资。对于供应链集中度高的企业,应鼓励其开展全链条气候风险评估,并支持供应链核心企业牵头进行绿色协同与风险分担,以降低单一环节风险冲击带来的连锁反应。同时,政府必须高度重视并有效管理气候政策不确定性,通过发布清晰的长期碳中和路线图、分行业转型技术标准等,稳定企业预期,避免企业因对未来政策方向不明而采取过度保守的资产减持策略,影响正常经营。

参考文献:

- [1] 谢富胜,匡晓璐. 制造业企业扩大金融活动能够提升利润率吗?——以中国 A 股上市制造业企业为例[J]. 管理世界,2020,36(12):13-28.
- [2] 蔡昉,何德旭,杜志雄,等. 深化金融体制改革 推进中国式现代化——学习贯彻二十届三中全会精神专家笔谈[J]. 金融评论,2024,16(4):1-30.
- [3] 杜剑,徐筱彧,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(3):19-46.
- [4] 柳学信,吴鑫玉,孔晓旭. 企业气候风险管理:研究框架与未来展望[J]. 首都经济贸易大学学报,2025,27(3):98-112.
- [5] 肖挺,郭娜,龙晓柏. 东道国气候风险与中国对外直接投资[J]. 经济学动态,2024(11):56-74.
- [6] CHENG T Y, DONG L, DONG Y X, et al. How does climate risk affect corporate financialization? [J]. Research in International Business and Finance, 2025, 78: 102954.

- [7] DENG C Z, SU Z F, FENG Y F. Extreme climate and corporate financialization: evidence from China[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2024, 81: 306–321.
- [8] 宁博, 汤旭东, 梁师赫, 等. 气候物理冲击与企业金融资产配置: 来自异常降水的证据[J]. *世界经济*, 2025, 48(2): 196–229.
- [9] 李博阳, 张嘉望, 沈徐豪. 气候变化风险存在股票溢价效应吗[J]. *财经科学*, 2024(6): 31–47.
- [10] 周泽将, 汪顺, 董丰. 气候政策不确定性应对与实体企业金融资产配置[J]. *金融研究*, 2025(4): 95–113.
- [11] 刘瑶, 张明. 气候政策调整与全球经常账户失衡演进[J]. *国际金融研究*, 2025(1): 22–32.
- [12] 高睿, 王营, 曹廷求. 气候变化与宏观金融风险——来自全球 58 个代表性国家的证据[J]. *南开经济研究*, 2022(3): 3–20.
- [13] BARTRAM S M, HOU K, KIM S. Real effects of climate policy: financial constraints and spillovers[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 143(2): 668–696.
- [14] 潘敏, 刘红艳, 程子帅. 极端气候对商业银行风险承担的影响——来自中国地方性商业银行的经验证据[J]. *金融研究*, 2022(10): 39–57.
- [15] LIU J R, DENG G Y, YAN J Z. Unraveling the impact of climate policy uncertainty on corporate default risk: evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 58: 104385.
- [16] 汪顺, 余璐, 雷玲. 气候政策不确定性与中国企业升级困境[J]. *财经研究*, 2024, 50(2): 123–138.
- [17] 张金朵, 张中华. 实体企业金融化的关键驱动因素: 逐利还是避险? ——基于多层因子交互效应面板模型的宏观分析[J]. *经济与管理研究*, 2021, 42(12): 47–60.
- [18] KEYNES J M. *The general theory of employment, interest and money*[M]. London: Macmillan, 1936.
- [19] FENG Y M, YAO S Y, WANG C F, et al. Diversification and financialization of non-financial corporations: evidence from China[J]. *Emerging Markets Review*, 2022, 50: 100834.
- [20] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. *南开管理评论*, 2017, 20(1): 155–166.
- [21] 盛明泉, 汪顺, 商玉萍. 金融资产配置与实体企业全要素生产率: “产融相长”还是“脱实向虚”[J]. *财贸研究*, 2018, 29(10): 87–97.
- [22] TEECE D J, PISANO G, SHUEN A. Dynamic capabilities and strategic management[J]. *Strategic Management Journal*, 1997, 18(7): 509–533.
- [23] HILL C W L, JONES T M. Stakeholder-agency theory[J]. *Journal of Management Studies*, 1992, 29(2): 131–154.
- [24] JAVADI S, MASUM A A. The impact of climate change on the cost of bank loans[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 69: 102019.
- [25] 戴贻, 彭俞超, 马思超. 从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评[J]. *外国经济与管理*, 2018, 40(11): 31–43.
- [26] REN X H, LI W Q, LI Y Y. Climate risk, digital transformation and corporate green innovation efficiency: evidence from China[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2024, 209: 123777.
- [27] 杨子晖, 陈雨恬, 温雪莲, 等. 气候金融风险的冲击影响、风险感知与政策应对[J]. *中国工业经济*, 2025(4): 5–22.
- [28] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. *金融研究*, 2020(2): 109–127.
- [29] MARKOWITZ H M. *Portfolio selection: efficient diversification of investments*[M]. New Haven, CT: Yale University Press, 2008.
- [30] 徐宁, 吴晔玉, 王帅. 动力抑或负担? ——高管声誉双重治理效用研究述评与展望[J]. *外国经济与管理*, 2017, 39(10): 102–113.
- [31] SAUTNER Z, VAN LENT L, VILKOV G, et al. Firm-level climate change exposure[J]. *The Journal of Finance*, 2023, 78(3): 1449–1498.
- [32] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. *中国工业经济*, 2018(1): 137–155.
- [33] 王越, 阳镇, 陈劲. ESG 表现抑制企业过度金融化吗? [J]. *经济与管理研究*, 2025, 46(1): 50–70.
- [34] 余振, 李萌, 庄颖嘉. Bartik 工具变量法在因果识别中的应用与检验[J]. *数量经济技术经济研究*, 2025, 42(1): 200–220.
- [35] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100–120.
- [36] 庄明明, 李善民, 梁权熙. 党组织参与治理能够提升国有企业的环境绩效吗? [J]. *管理评论*, 2022, 34(11): 246–260.
- [37] 洪金明, 林润雨, 崔志坤. 企业风险承担水平、审计投入与审计意见[J]. *审计研究*, 2021(3): 96–105.
- [38] 韩珣, 易祯, 乔佳雪. 中央银行沟通与非金融企业影子银行化[J]. *金融研究*, 2023(12): 20–37.
- [39] 杜勇, 姜靖, 胡红燕. 供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J]. *中国工业经济*, 2023(4): 136–155.
- [40] MA Y R, LIU Z H, MA D D, et al. A news-based climate policy uncertainty index for China[J]. *Scientific Data*, 2023, 10: 881.

Climate Risks and Corporate Financialization

LI Boyang¹, ZHANG Yuhao¹, ZHANG Jiawang²

(1. Chang'an University, Xi'an 710064;

2. Shaanxi Normal University, Xi'an 710119)

Abstract: In the context of escalating global climate risks and the ongoing implementation of China's dual carbon goals, effectively coordinating climate governance initiatives, enhancing capital allocation efficiency, and curbing the growing tendency of excessive capital diversion from the real economy to speculative financial activities have become core issues concerning high-quality economic development and financial stability. Therefore, based on the panel data of China's A-share listed companies from 2007 to 2023, this paper uses text mining technology and the Word2Vec algorithm to conduct systematic semantic analysis and keyword recognition on the annual reports, and then constructs a climate risk exposure index at the micro-firm level. Using this indicator, this paper empirically tests the impact of climate risks on corporate financialization and its internal mechanism.

The empirical results show that climate risks faced by firms have an inhibitory effect on the degree of financialization. This finding remains valid after rigorous endogeneity treatment and robustness tests. Further mechanism analysis reveals that climate risks mainly inhibit corporate financialization through three pathways. First, aggravating financing constraints. By increasing firms' costs of debt financing and equity capital, climate risks intensify the pressure of capital occupation in the supply chain, thus limiting firms' ability to make financial investment. Second, strengthening external supervision. Climate risks have increased firms' visibility, attracting greater media scrutiny and analyst coverage, thereby reducing managerial leeway to engage in short-term financial arbitrage. Third, weakening risk appetite. In the face of climate uncertainty, management is less willing to take risks and more inclined to allocate scarce resources to long-term strategic investments that enhance corporate climate resilience and strengthen corporate competitiveness, thereby reducing the tendency toward financialization. Heterogeneity analysis indicates that the inhibitory effect of climate risks on financialization is stronger among firms with high levels of financial misallocation, concentrated supply chains, and climate policy uncertainty. These findings suggest that internal structural characteristics and external institutional environment are important conditions to regulate the economic consequences of climate risks.

From the theoretical perspective of the formation and allocation of patient capital, this paper reveals that climate risks, as a key external pressure, can drive a systematic change in firms' capital allocation strategy, that is, from the greedy arbitrage mode of pursuing short-term financial returns to the patient investment mode of cultivating long-term real capacity and green competitiveness, thus channeling capital from the virtual economy to the real economy. This paper provides important empirical evidence and policy references for the government to develop climate governance policy tools and steer capital back to the real economy.

Keywords: climate risk; corporate financialization; shift from the virtual economy to the real economy; financing constraint; external supervision; risk taking

编校:姚望春