

气候风险对企业创新合作的影响

李欢柳

广西大学中国 - 东盟经济学院/经济学院/中国 - 东盟金融合作学院, 广西 南宁

收稿日期: 2026年7月20日; 录用日期: 2026年7月29日; 发布日期: 2026年8月20日

摘要

近年来, 全球极端天气事件频发, 气候风险已从遥远的未来威胁转变为现实中的高频经济扰动, 对微观企业行为产生影响。本文利用2010~2024年中国A股上市公司数据, 检验了气候风险对企业创新合作的影响及其作用路径。研究结果表明: 气候风险显著促进了企业的创新合作行为, 结果在一系列稳健性检验后依然成立。调节效应分析表明, 融资约束正向调节了气候风险对创新合作的促进效应, 资金压力越紧, 合作动机越强; 社会信任则发挥了负向调节作用, 低信任地区中气候风险的共同经历能够弥补信任不足, 更强地促进企业开展创新合作。异质性分析表明, 气候风险对创新合作的促进效应在大规模企业、污染型企业以及绿色转型程度较高的企业中表现得更为突出。本文拓展了气候风险微观经济后果的研究边界, 也为企业在气候风险背景下优化创新战略、为政府部门制定差异化的气候适应政策提供了依据。

关键词

气候风险, 创新合作, 社会信任, 融资约束

The Impact of Climate Risks on Corporate Innovation Collaboration

Huanliu Li

China-ASEAN School of Economics/School of Economics/China-ASEAN Financial Cooperation College, Guangxi University, Nanning Guangxi

Received: July 20, 2026; accepted: July 29, 2026; published: August 20, 2026

Abstract

In recent years, extreme weather events have occurred frequently worldwide. Climate risks have evolved from a distant future threat into recurring real economic shocks, exerting tangible impacts on the operational decisions of micro-enterprises. This paper uses data of Chinese A-share listed firms from 2010 to 2024 to examine the effect of climate risks on corporate innovation collaboration

and its underlying mechanisms. The empirical results show that climate risks significantly boost firms' innovation collaboration, and this finding remains robust across a battery of validation tests. Mechanism analyses reveal that financing constraints and social trust serve as key transmission channels. Climate risks tighten corporate financing conditions, and resultant funding pressures push firms to share R&D costs and operational risks via collaborative innovation. Furthermore, social trust plays a substitutive mediating role in this relationship. In regions with low social trust, the shared risk experience brought by climate risks can offset the lack of trust, thereby generating a stronger positive effect on innovation collaboration. Heterogeneity tests indicate that the promoting effect is more pronounced among large-scale firms, polluting enterprises, and firms with a higher level of green transition. This study extends the research on the microeconomic consequences of climate risks, and provides practical references for firms to adjust innovation strategies amid climate risks, as well as for policymakers to formulate targeted climate adaptation policies.

Keywords

Climate Risk, Innovation Cooperation, Social Trust, Financing Constraints

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

近年来,全球多个地区极端天气事件频发,气候风险日益成为各国面临的严峻挑战。据世界气象组织(WMO)报告,2020年至2024年中期,洪水仍是最为常见的灾害类型,而高温相关灾害则成为导致死亡的主要原因,占全球报告的天、水和气候相关死亡总数的57%,风暴造成的经济损失最大,占总损失的59%¹。在上述背景下,如何有效应对气候风险、提升企业韧性,已成为学界和业界共同关注的焦点议题。气候变化对企业的影响是广泛而深远的:极端天气事件会损毁厂房、设备等资产,供应链中断导致生产停滞,经营不确定性上升使现金流趋于紧张,融资环境恶化进一步加剧了资金压力[1][2]。多重负面冲击叠加使得企业仅凭自身资源与能力难以有效抵御气候风险所带来的经营困境。在此情境下,企业更倾向与外部合作,通过联合研发、技术联盟、产学研协同等方式,企业能够与合作伙伴实现资源共享、成本分摊与风险共担[3],从而在不确定环境中降低个体脆弱性、增强整体抗风险能力。

然而,现有文献对于气候风险对企业创新合作的影响,尚缺乏充分的讨论与实证检验。已有研究多从地理邻近性、制度政策与企业自身能力等传统视角解释企业创新合作的驱动因素[4][5],较少关注外部环境不确定性,尤其是日益加剧的气候风险对企业创新合作决策的影响。也有一些涉及气候风险与企业创新的文献,大多聚焦于企业的独立创新行为,比如绿色技术创新[6][7]或人工智能创新产出[8],而对创新合作这一需要跨组织协同的战略行为关注不足。气候风险具有高度的不确定性、系统性和跨区域传导性,其对企业的冲击并非局限于单一维度,既可能加剧企业的融资约束,也可能重塑企业间的信任格局,而这些变化恰恰可能深刻影响企业的创新合作意愿与能力。因此,本文将探讨气候风险能否以及通过何种路径影响企业创新合作。

本文利用2010~2024年中国A股上市公司数据,检验气候风险对企业创新合作的影响,并从融资约束与信任水平两个维度考察其作用路径。采用企业与其他主体联合申请专利的数量来度量创新合作;在

¹https://news.cnr.cn/sq/20241107/t20241107_526968032.shtml

气候风险的度量上,本文借鉴已有研究构建了基于城市层面极端天气事件的气候风险指标。研究结果表明:气候风险与企业创新合作之间存在显著的正向关系,经过一系列稳健性检验后,结果依然成立。

本文的研究贡献主要体现在以下几个方面。第一,拓展了气候风险微观经济后果的研究边界。不同于以往的研究,本文将研究视角聚焦于企业创新合作这一特定战略行为,丰富了气候风险微观经济后果的研究维度。第二,深化了对气候风险与企业创新之间关系的理解。现有研究大多强调气候风险对企业创新的消极影响,本文则揭示了气候风险可能通过“倒逼”机制促进企业创新合作的积极效应,为理解二者关系提供了新的视角。第三,识别了融资约束与信任水平两条影响路径,揭示了气候风险促进企业创新合作的内在机制。第四,本文的研究结论对于企业在气候风险背景下优化创新战略、政府部门完善气候风险应对政策具有一定的实践启示。

2. 文献综述与研究假设

(一) 文献综述

Nordhaus 的研究对气候经济学的理论发展有奠基性的意义,该研究揭示了气候变化与经济增长之间的双向因果链条,即经济增长驱动温室气体排放上升,而排放引致的气候变化又对经济系统产生负面效应[9]。之后的学者们大多基于此研究气候变化的经济后果。

一些研究表明,气候风险已成为危及我国经济金融稳定的重要隐患。Batten 从政策入手,通过情景模拟评估了重大气候事件的经济后果,发现为应对气候变化而出台的政策调整会冲击“棕色”资本品公司的资产价值,不利于金融稳定[10]。Dietz 运用标准综合评估模型与 VaR 框架对气候变化的经济后果进行了量化评估[11]。一些研究发现气候风险会影响企业行为。李香花则发现气候风险会加剧企业的长期投资需求,进而引致投融资期限错配[12];冉明东发现面临较高气候风险的企业更倾向于向气候风险较低的地区转移投资[13]。部分研究还考察了气候风险对企业绿色创新的影响,但是该领域的研究结论尚存分歧。部分学者认为极端天气事件对企业研发活动形成了负面冲击:刘丽娜和李子豪发现极端高温天气会抑制企业的绿色创新产出[14][15]。与之相对的是,另一些研究揭示了气候风险的倒逼效应:谢乔昕发现气候风险总体上有助于推动企业绿色创新[6];刘浩和杨卓灵进一步区分了风险类型,发现这一促进效应主要来自转型风险而非物理风险[7]。还有一些学者将研究扩展的更广,卜国琴等发现气候风险会促进企业的人工智能创新产出,表明企业应对气候挑战的手段已不局限于绿色技术领域[8]。王松和鲍雪婷则揭示了气候风险通过促进 ESG 表现来企业创新绩效[16]。

创新合作是指企业通过联合研发、技术联盟、产学研协同等方式,与其他组织整合互补性资源、共担创新风险的一种开放式创新模式[17]。关于企业创新合作的驱动因素,现有的文献从多个方面进行讨论。

在地理与基础设施层面,地理邻近性曾是约束创新合作的硬性条件,但现代交通与信息基础设施的发展正深刻地改变这一格局[18][19]。以高铁网络为代表的交通基础设施通过压缩时空距离,显著促进了跨区域的联合创新[4][20];而以“宽带中国”为代表的网络基础设施建设则通过降低交易成本、拓展合作空间外延,推动了城市间与企业间的创新合作[21]。更进一步,企业的数字化转型代表了“时空压缩”的最新形态使企业能与外部伙伴高效协同[22]。

在制度与政策层面,知识产权保护、政府补贴与区域政策协调共同塑造了企业创新合作的制度环境。清晰的知识产权制度能够有效降低核心知识被侵占的风险[23][24];政府补贴则通过认证效应和资源效应双重机制提升企业参与合作的能力与意愿[5];此外,区域层面的政策协调也为跨区域创新合作构建了统一的制度环境[25]。

企业自身因素也会影响企业的创新合作决策。知识基础既是企业吸收外部知识的原始力量,也在合作中起到“稳定器”和“放大器”的作用[26];而吸收能力则是将合作可能性转化为现实创新绩效的关键

桥梁[27]。联盟管理能力使企业能够动态调整合作网络的结构与模式,保持合作的活力与效率[28]。

综上所述,已有文献从地理与基础设施、制度与政策以及企业自身特征等多个维度,较为全面地揭示了企业创新合作的影响因素。然而,上述研究大多在相对稳定的外部环境假设下展开,较少有文献关注气候风险这一外部环境压力是否以及如何影响企业的创新合作决策。

(二) 研究假设

气候风险对企业生产经营的负面冲击是多维度的。已有研究表明,气候风险会显著抑制企业价值,通过加剧融资约束、缩短违约距离等财务渠道间接降低企业价值[29]。气候风险还会通过增加企业的长期投资需求、增强企业的融资约束,加剧企业投融资期限错配[12]。极端天气事件会损毁厂房、设备等资产,供应链中断导致生产停滞,经营不确定性上升使现金流趋于紧张,融资环境恶化进一步加剧了资金压力。多重负面冲击叠加使得企业仅凭自身资源与能力难以有效抵御气候风险所带来的经营困境。在此情境下,企业更倾向于与外部合作,通过联合研发、技术联盟、产学研协同等方式,实现资源共享、成本分摊与风险共担,进而在不确定环境中增强整体抗风险能力。基于上述分析,本文提出如下假设:

H1: 气候风险对企业创新合作具有显著的促进效应,即气候风险水平越高,企业的创新合作程度越高。

气候风险对企业融资环境的负面影响已被研究所证实。气候风险会显著增加企业的债务融资成本,加剧企业面临的融资约束[30]。极端天气可能会损坏资产,降低企业可抵押资产的价值,经营业绩波动增加了企业未来现金流的不确定性,金融机构对企业的信用风险评估趋于保守,融资约束由此加剧。在融资约束加剧的背景下,企业可用于自主研发和内部创新的资金受到严重挤压。当内部资金不足以支撑独立的研发项目时,通过创新合作实现研发成本分摊与技术资源共享,成为企业在融资约束下维持创新活动的替代方案。基于上述分析,本文提出如下假设:

H2: 融资约束程度正向调节气候风险与企业创新合作之间的关系,即企业面临的融资约束越严重,气候风险对创新合作的促进效应越强。

气候风险还可能通过重塑企业间的信任格局来影响创新合作。需要指出的是,气候风险所催生的企业间关系可能存在两种不同的形态:一种是基于共同风险经历的深层社会信任,即企业之间因共同承受气候冲击而产生相互理解与团结意识,形成超越短期利益计算的信任纽带[31][32];另一种则是基于功利考量的权宜性合作,即企业仅为应对眼前的生存压力而临时联合,一旦危机缓解便各自散去。本文所关注的机制是前者——气候风险通过催生共同风险经历,增强企业间的社会信任水平,从而促进深层次、可持续的创新合作。

Cassar *et al.*通过对2004年泰国海啸受灾地区的实验研究发现,灾难经历导致了亲社会行为的显著且持久的增加[31]。更前沿的研究基于身份融合理论指出,共同经历创伤性事件能够催生强烈的群体归属感,使个体将群体成员视为自己人,其帮助其他受灾者的意愿强度甚至可达到“像帮助家人一样”的水平。这些发现表明,共同风险经历所建立的并非脆弱的权宜性合作,而是具有深层情感基础的信任纽带。

社会信任作为一种重要的非正式制度,是降低交易成本、促进组织间合作的关键润滑剂[33]。当企业间的信任水平较高时,创新合作中的信息不对称问题得以缓解,契约谈判、执行与监督的成本随之降低。更为重要的是,信任一旦建立,便能在危机过后持续发挥作用,使企业间的合作从应急走向制度化。因此,气候风险通过催生共同风险经历而强化了企业间的信任纽带,使企业更倾向于建立和维持长期合作关系。基于上述分析,本文提出如下假设:

H3: 地区社会信任水平负向调节气候风险与企业创新合作之间的关系,即在信任水平较低的地区,气候风险对创新合作的促进效应更强。

3. 研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2010~2024 年中国 A 股上市公司为初始研究样本，并对原始数据进行如下处理：(1) 剔除金融行业上市公司、ST、*ST 及期间退市的样本、资产负债率大于 1 的样本，以及关键变量缺失的观测值；(2) 对所有连续变量在上下 1%分位进行缩尾处理。企业联合申请专利数据来自中国研究数据服务平台，气候风险数据基于上市公司年报文本分析构建；企业财务与公司治理数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。最终获得 32,713 个企业 - 年度观测值。

(二) 变量定义

被解释变量：企业创新合作。参考叶阳平和马文聪的研究，由于专利数据存在较多的 0 值且呈右偏分布，因此本文用企业联合申请专利数量加 1 取自然对数来衡量[5]。

解释变量：气候风险。参考杜剑的研究[34]，采用文本分析与机器学习相结合的方法构建企业层面的气候风险指标。首先，基于已有文献、国家气象科学数据中心的气象灾害记录以及《中国气象灾害年鉴》²中的极端天气事件分类，通过人工阅读部分企业年报中与气候相关的文本，初步筛选出反映物理风险和转型风险的种子词汇。然后，利用词向量模型对年报语料进行训练，计算与种子词相似度最高的前 10 个词语，经人工甄别后扩充词集，最终形成包含 98 个词汇的气候风险词典。再使用 Python 的 Jieba 分词工具对每家上市公司每年的年报全文进行分词和停用词剔除，统计该词典中所有词汇在年报中出现的总频次，并将总频次除以年报总词频乘 100 得到气候风险指标 ClimateRisk。该值越大，表明企业当年面临的气候风险越高[34]。

控制变量：研发投入强度(RDspendsum)，以企业研发投入金额与总资产的比值衡量；资产负债率(Lev)，采用企业总负债与总资产的比值表示；总资产收益率(Roa)，以净利润与总资产的比值进行度量；企业规模(Size)，对企业员工总人数取自然对数得到；企业年龄(FirmAge)，通过统计年份与企业成立年份的差值加一后取自然对数测算；两职合一(Dual)，为虚拟变量，用以表征企业董事长与总经理是否兼任；企业成长性(Growth)，以企业当期营业收入相对上期营业收入的增长率衡量；固定资产比率(Fixratio)，采用固定资产净额占总资产的比重表示；第一大股东持股比例(Top1)，以第一大股东持股数量占企业总股本的比值度量；独董比例(Indep)，为独立董事人数占董事会总人数的比重。

(三) 模型设定

为检验气候风险对企业创新合作的影响，本文构建如下双向固定效应模型：

$$\text{Copatent}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ClimateRisk}_{i,t} + \sum \beta_k \text{Control}_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中， $\text{Copatent}_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的创新合作水平， $\text{ClimateRisk}_{i,t}$ 为企业气候风险指标， $\text{Control}_{i,t}$ 为控制变量合集， μ_i 和 λ_t 分别为企业固定效应和年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。本文重点关注系数 α_1 ，其大小和显著性反映了气候风险对企业创新合作的边际影响，是验证本文核心假说的关键估计量。考虑到同一城市内企业可能受到共同外部冲击影响，本文所有回归的标准误均聚类到城市层面。

4. 实证分析

(一) 描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。被解释变量企业创新合作(Copatent)均值为 1.204，标准差为 1.693，中位数为 0，表明样本企业整体合作创新水平较低且分布不均。解释变量气候风险(ClimateRisk)的均值为 0.193，标准差为 0.226，中位数为 0.124，说明不同企业面临的气候风险差距较大。控制变量的

²<https://navi.cnki.net/knavi/detail?p=7q-EbOlnUgbD0CicrS3rgemXsetq84VmYx9YprDaPjwx2ZlBe3VJ4R8FTVhErN-kgoox9d4uvM8rYGy4A0Vh8uSExg43XpBV4NsjKNj-BUs4&uniplatform=NZKPT&language=CHS&captchaId=b3e655ca-bb57-44d7-a80e-07032ade14ff>

统计特征均在合理范围内。

Table 1. Descriptive statistics of main variables
表 1. 主要变量描述性统计

	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Copatent	32,713	1.204	1.693	0.000	0.000	10.369
ClimateRisk	32,713	0.193	0.226	0.000	0.124	3.478
RD	32,713	2.413	2.138	0.010	1.992	12.457
AssetLiabilityRatio	32,713	0.411	0.199	0.053	0.403	0.920
ROA	32,713	0.035	0.065	-0.267	0.036	0.192
Size5	32,713	7.712	1.193	4.663	7.611	11.135
ln_Age	32,713	2.946	0.325	1.946	2.996	3.611
ConcurrentPosition	32,713	0.313	0.464	0.000	0.000	1.000
Growth	32,713	0.143	0.256	-0.294	0.084	1.425
Tangibility	32,713	0.205	0.145	0.002	0.178	0.681
Top1_ratio	32,713	0.335	0.144	0.082	0.311	0.748
IndDirectorRatio_ratio	32,713	0.377	0.053	0.333	0.364	0.571

(二) 基准回归结果

表 2 报告了气候风险对企业创新合作影响的基准回归结果。列(1)仅控制企业与年份双向固定效应，气候风险的系数为 0.727，在 1%水平显著为正；列(2)纳入全部企业层面控制变量之后，系数降至 0.612，仍通过 1%显著性检验。结果表明，气候风险显著提升企业联合专利产出，即企业面临的气候风险越高，企业创新合作活动越多，验证假设 H1。

Table 2. Baseline regression results
表 2. 基准回归结果

	(1)	(2)
	Copatent	Copatent
ClimateRisk	0.727*** (6.21)	0.612*** (5.45)
RD		0.044*** (4.61)
AssetLiabilityRatio		-0.110 (-1.01)
ROA		0.330** (2.03)
Size5		0.328*** (12.49)
ln_Age		0.124 (0.56)
ConcurrentPosition		0.050** (2.00)

续表

Growth		0.031 (0.97)
Tangibility		-0.157 (-0.85)
Top1_ratio		0.202 (0.93)
IndDirectorRatio_ratio		0.004 (0.02)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
组内 R ²	0.004	0.025
样本量	32713	32713

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内是聚类稳健标准误。下表同。

5. 稳健性检验

(一) 替换被解释变量

基准回归采用企业联合专利申请数加 1 取自然对数作为被解释变量，但不同的函数形式或专利类型可能会影响结论的普适性。为检验核心结论是否依赖于被解释变量特定的度量方式，本文构造了企业创新合作的两个替代指标。稳健性检验的回归结果见表 3，表 3 的第(1)列采用逆向双曲正弦变换处理原始联合专利申请数(Copatent1)，该变换能在不预先加 1 的情况下处理零值并缓解右偏分布，比对数变换更为灵活。第(2)列将被解释变量替换为企业联合发明专利数量加 1 取自然对数(Copatent2)，联合发明专利的技术含量更高，所以更能体现深度的合作创新。回归结果显示，气候风险的系数分别为 0.713、0.339，均至少在 1%水平上显著为正，说明改变被解释变量的度量方法不影响核心结论，主效应的结论是稳健的。

(二) 缓解遗漏变量偏误

虽然基准回归已控制企业和年份双向固定效应及企业层面特征，但是城市层面随时间变化的因素可能会同时影响气候风险暴露程度和企业创新合作的决策，导致估计偏误。表 3 第(3)列在基准模型基础上进一步加入了城市层面控制变量，包括人均 GDP 对数和人口增长率。结果表明，气候风险的系数为 0.6，仍在 1%的统计水平上显著为正，且系数大小与基准回归中的 0.572 非常接近。这说明在控制城市层面差异后，气候风险对企业合作创新的促进作用依然稳健。

(三) 更换模型

考虑到被解释变量合作专利属于计数变量，且存在大量零值、数据呈现右偏的特征，本文采用负二项回归模型重新检验，表(3)的第(4)列结果显示系数为 1.26，在 1%的水平上显著为正，与基准回归结论保持一致，进一步证明气候风险能够显著推动企业创新合作，核心结论不受计量模型选择影响。

(四) 加入高维固定效应

在基准回归中，本文控制了企业固定效应与年份固定效应。为进一步排除行业层面随时间变化的不可观测因素的干扰，本文在稳健性检验中进一步加入行业-年份固定效应，以吸收各行业在不同年份特有的技术变革、产业政策调整及市场需求波动等时变冲击。回归结果如表 4 第(3)列所示，系数为 0.464，在 1%水平上显著为正，与基准结果一致。这表明在控制了更为严格的固定效应后，气候风险对企业合作创新的促进效应依然稳健。

(五) 内生性问题

为缓解气候风险与企业创新合作之间存在的内生性问题，参考王松和鲍雪婷(2026)本文选取滞后一期气候风险(L.ClimateRisk)作为当期气候风险的工具变量，开展两阶段最小二乘(2SLS)回归。表(3)的第一阶段回归结果显示，滞后一期气候风险的系数为 0.670，在 1%的统计水平上显著为正，说明工具变量与内生解释变量高度相关；弱工具变量检验统计量为 1046.130，远大于 16.38 的临界值，所以不存在弱工具变量问题，工具变量满足相关性要求。在第二阶段回归结果中，核心解释变量 ClimateRisk 系数为 0.735，依旧在 1%水平显著为正，与基准回归结论保持一致。上述结果表明，在控制内生性干扰后，气候风险对企业创新合作的正向促进作用依然稳健。

Table 3. Robustness tests

表 3. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Copatent1	Copatent2	Copatent	Copatent	Copatent	第一阶段	第二阶段
ClimateRisk	0.713*** (5.56)	0.339*** (4.73)	0.600*** (5.29)	1.260*** (6.31)	0.464*** (4.57)		0.735*** (4.40)
L.ClimateRisk						0.670*** (32.34)	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	32,713	36,781	31,968	32,713	32,614	31,660	31,660
组内 R ²	0.024	0.015	0.024	-	0.024		
弱工具变量检验							1046.130 > 16.38

6. 机制分析

(一) 信任

本文采用张维迎等通过中国企业家调查系统获得的地区社会信任问卷调查数据(Trust1)和企业所在省份的外商直接投资额(Trust2)来衡量社会信任水平，数值越大说明社会信任水平越高。回归结果见表(4)，第(1)、(2)列报告了信任水平交乘项检验的结果，交乘项的系数在 5%水平下显著为负，说明在信任水平较低的地区，气候风险所催生的共同风险经历能够弥补制度信任的不足，降低企业间合作的交易成本，从而使气候风险对创新合作的促进效应更强，验证假设 H2。

(二) 融资约束

为检验融资约束在气候风险影响企业创新合作中的传导作用，本文分别采用 SA 指数和 KZ 指数度量企业面临的融资约束程度。由于 SA 指数是负值，所以 SA 指数的值越大，企业面临的融资约束程度越小。KZ 指数越大，企业面临的融资约束程度就越大。回归结果见表(4)，第(3)、(4)列报告了融资约束交乘项的结果，说明融资约束越严重，企业通过合作分摊研发成本与经营风险的动机越强，气候风险对创新合作的拉动作用更为突出，验证假设 H3。

7. 异质性分析

前文实证结果表明，气候风险对企业创新合作具有显著的促进效应，且融资约束与信任水平在其中发挥传导作用。然而，不同特征的企业在面临气候风险时，其创新合作行为可能存在差异。为此，本文从企业规模、污染属性和绿色转型程度三个维度进行异质性分析，以揭示气候风险影响创新合作的边界条件，回归结果见表(5)。

Table 4. Mechanism analysis
表 4. 机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Copatent	Copatent	Copatent	Copatent
ClimateRisk	0.589*** (4.547)	0.566*** (4.578)	0.493*** (4.554)	0.560*** (4.791)
Trust1	0.059 (1.366)			
ClimateRisk × Trust1	-0.248** (-2.212)			
Trust2		0.958 (1.097)		
ClimateRisk × Trust2		-14.274** (-2.494)		
SA			1.557*** (5.099)	
ClimateRisk × SA			-0.908*** (-3.152)	
KZ				0.004 (0.491)
ClimateRisk × KZ				0.066** (2.007)
样本量	32,711	32,603	32,713	32,260
组内 R ²	0.026	0.026	0.032	0.026

(一) 企业规模

大规模企业拥有更充裕的资金储备、更完善的组织架构和更广泛的合作网络，在面对气候风险时更有能力主动发起并维持创新合作项目；而中小企业受限于自身资源约束，即使有合作意愿，也可能因为缺乏足够的谈判筹码或合作基础而难以将意愿转化为实际的合作行为。此外，大型企业往往也是供应链的核心节点，气候风险对供应链的冲击会驱动其加强与上下游伙伴的协作以保障产业链稳定。交乘项的系数为 0.352，在 1% 水平上显著。这表明在企业规模大的企业，气候风险对创新合作的促进效应更强。

(二) 行业异质性

污染密集型企业与非污染企业在面临气候风险时所承受的压力存在系统性差异。污染企业通常面临更高的环境合规成本、更大的转型压力以及更严格的舆论监督，因此对气候风险的敏感度可能更高。为检验这一差异，本文依据《上市公司环保核查行业分类管理名录》³，将企业划分为污染企业与非污染企业。回归结果如表 5 第(2)列所示，ClimateRisk 的系数在 1% 水平上显著为正，交乘项的系数为 0.444，在 5% 水平上显著。这表明污染企业在面对气候风险时，对创新合作的促进效应显著强于非污染企业。

(三) 绿色转型

绿色转型程度较高的企业已经积累了一定的绿色技术基础和环境管理经验，具备更强的绿色技术识别与整合能力，在气候风险加剧时能够更迅速地识别合作机会、筛选合适的合作伙伴。同时，绿色转型本身往往涉及跨学科、跨领域的技术突破，单一企业难以独立完成，创新合作是绿色转型的内在需求。因此，当气候风险冲击来临时，已经走在绿色转型前沿的企业能够更快地将外部压力转化为合作动力，

³https://www.mee.gov.cn/gkml/hbb/bgth/200910/t20091022_174891.htm

进一步深化与外部伙伴的协同创新。回归结果如表 5 第(3)列所示，交乘项的系数为 2.108，在 1%水平上显著。这表明绿色转型程度越高的企业，气候风险对其创新合作的促进效应越强。

Table 5. Heterogeneity analysis
表 5. 异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	Copatent	Copatent	Copatent
ClimateRisk	0.464*** (4.264)	0.488*** (4.008)	0.514*** (4.518)
Size	0.327*** (13.006)		
ClimateRisk × Size	0.352*** (4.786)		
Pollute		-0.021 (-0.265)	
ClimateRis × kPollute		0.444** (2.340)	
GT			0.102 (0.295)
ClimateRisk × GT			2.108*** (3.996)
N	32,713	32,696	31,499
组内 R ²	0.028	0.025	0.027

8. 研究结论与政策建议

本文以 2010~2024 年中国 A 股上市公司为研究样本，检验了气候风险对企业创新合作的影响及其作用机制，主要得出以下结论：第一，气候风险显著促进了企业创新合作。基准回归结果表明，在逐步加入控制变量及企业和年份双向固定效应后，气候风险的系数始终在 1%水平上显著为正，说明气候风险越高，企业越倾向于通过联合专利申请开展合作创新。这一结论在经过缓解遗漏变量偏差、替换被解释变量、更换回归模型、加入高维固定效应以及滞后解释变量等一系列稳健性检验后依然成立。机制检验发现，融资约束是气候风险促进企业创新合作的重要传导路径，气候风险加剧了企业的资金压力，迫使企业通过合作分摊研发成本与经营风险；同时，信任水平在二者关系中发挥了替代性的传导作用，即在信任水平较低的地区，气候风险所催生的共同风险经历能够弥补信任缺口，更大幅度地拉动企业开展创新合作。异质性分析表明，气候风险对创新合作的促进效应在大规模企业、污染型企业以及绿色转型程度较高的企业中表现得更为突出。本研究拓展了气候风险微观经济后果的研究边界，揭示了气候风险通过“倒逼”机制促进企业创新合作的积极效应，为理解企业创新合作的前置动因提供了新的理论视角。

研究局限。首先，本文的研究样本仅限于中国 A 股上市公司，这一选择主要基于数据可得性。上市公司在规模、治理结构和资源获取能力等方面与非上市公司存在系统性差异，因此本文的结论能否推广至非上市公司，尚需进一步检验。尤其对于中小规模的未上市企业，其融资渠道更为有限、组织架构更不完善，气候风险对其创新合作的影响机制可能与本文所揭示的模式有所不同。其次，本文对企业创新合作的度量依赖于联合申请专利数据，这一指标虽具有良好的客观性和可比性，但无法捕捉非专利形式的合作创新(如技术秘密共享、联合标准制定等)，可能在一定程度上低估了企业创新合作的全貌。

根据本文的研究结论，提出以下政策建议。第一，政府应引导企业将气候风险纳入创新战略决策框

架,转变被动应对观念,鼓励企业在面临气候风险时积极寻求合作研发、联合专利申请等创新合作方式,通过风险分担与资源互补将气候压力转化为创新动力,特别是针对污染型企业气候风险促进效应更强的发现,建议对高排放、高污染行业企业制定更具针对性的创新激励政策,引导其将气候压力转化为绿色低碳技术合作的契机。第二,监管部门应进一步完善上市公司气候风险信息披露标准,提高信息的可比性与可读性,帮助企业更准确地评估自身的气候风险暴露程度,从而更主动地采取合作创新等应对策略。第三,由于气候风险对企业创新合作的促进作用在大规模企业中更强而在中小规模企业中相对较弱,表明资源约束制约了中小企业利用气候压力开展合作创新的能力,政府可通过设立合作创新专项基金、提供研发补贴或贷款贴息等方式降低其参与合作创新的资金门槛,帮助其更好地融入产学研协同创新体系。此外,对于绿色转型程度较高的企业,气候风险对创新合作的促进效应更强,表明绿色转型基础决定了企业将气候压力转化为合作动力的能力,政府应对已具备绿色技术积累的企业提供高端技术合作平台和国际化对接渠道,对尚未开展绿色转型的企业则通过绿色技术示范项目、转型成本补贴等方式降低其进入绿色合作领域的门槛;同时,考虑到信任水平在低信任地区发挥了更强的替代性作用,建议在信任水平较低的地区通过搭建官方认证的合作创新对接平台、举办产学研对接活动等方式弥补市场信任不足对创新合作的制约,提升企业间合作水平。

参考文献

- [1] Huang, H.H., Kerstein, J. and Wang, C. (2018) The Impact of Climate Risk on Firm Performance and Financing Choices: An International Comparison. *Journal of International Business Studies*, **49**, 633-656. <https://doi.org/10.1057/s41267-017-0125-5>
- [2] Berkman, H., Jona, J. and Soderstrom, N.S. (2024) Firm-Specific Climate Risk and Market Valuation. *Accounting, Organizations and Society*, **112**, Article 101547. <https://doi.org/10.1016/j.aos.2024.101547>
- [3] Robertson, T.S. and Gatignon, H. (1998) Technology Development Mode: A Transaction Cost Conceptualization. *Strategic Management Journal*, **19**, 515-531. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1097-0266\(199806\)19:6<515::aid-smj960>3.0.co;2-f](https://doi.org/10.1002/(sici)1097-0266(199806)19:6<515::aid-smj960>3.0.co;2-f)
- [4] Hanley, D., Li, J. and Wu, M. (2022) High-Speed Railways and Collaborative Innovation. *Regional Science and Urban Economics*, **93**, Article 103717. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2021.103717>
- [5] 叶阳平, 马文聪. 政府补贴、高管团队社会资本与企业创新合作[J]. 科研管理, 2023, 44(5): 85-95.
- [6] 谢乔昕. 气候风险感知对企业绿色创新的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2026, 41(4): 87-100.
- [7] 刘浩, 杨卓灵. 企业气候风险感知推动了绿色创新吗——基于机构投资者撤资担忧视角[J]. 金融经济研究, 2026, 41(1): 118-130.
- [8] 卜国琴, 张玮琳, 熊艳. 气候风险感知对企业人工智能创新的影响研究[J]. 工业技术经济, 2024(8): 37-47.
- [9] Nordhaus, W.D. (1977) Economic Growth and Climate: The Carbon Dioxide Problem. *The American Economic Review*, **67**, 341-346.
- [10] Batten, S., Sowerbutts, R. and Tanaka, M. (2016) Let's Talk about the Weather: The Impact of Climate Change on Central Banks. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2783753>
- [11] Dietz, S., Bowen, A., Dixon, C. and Gradwell, P. (2016) 'Climate Value at Risk' of Global Financial Assets. *Nature Climate Change*, **6**, 676-679. <https://doi.org/10.1038/nclimate2972>
- [12] 李香花, 谢梦瑶, 王敏. 气候风险与企业投融资期限错配[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2025, 45(3): 101-114.
- [13] 冉明东, 郑远, 王成龙. 极端气候风险对企业异地投资的影响研究[J]. 管理学报, 2024, 21(11): 1708-1717.
- [14] 刘丽娜, 张路, 祁敬宇. 气候风险、气候适应型城市与企业绿色创新——基于极端高温事件的分析[J]. 技术经济与管理研究, 2026(6): 94-100.
- [15] 李子豪, 钱婧雯. 政府财政干预视角下极端气温对企业绿色技术创新的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2026, 36(3): 14-26.
- [16] 王松, 鲍雪婷. 气候风险感知与企业创新绩效——基于 ESG 视角[J]. 现代商业, 2026(8): 71-75.
- [17] 陈劲, 阳银娟, 刘畅. 融通创新的理论内涵与实践探索[J]. 创新科技, 2020, 20(2): 1-9.

-
- [18] Funk, R.J. (2014) Making the Most of Where You Are: Geography, Networks, and Innovation in Organizations. *Academy of Management Journal*, **57**, 193-222. <https://doi.org/10.5465/amj.2012.0585>
 - [19] Ferretti, M., Guerini, M., Panetti, E. and Parmentola, A. (2022) The Partner Next Door? The Effect of Micro-Geographical Proximity on Intra-Cluster Inter-Organizational Relationships. *Technovation*, **111**, Article 102390. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2021.102390>
 - [20] 吕爽, 孙铁山, 张洪鸣. 高铁网络如何促进城市间合作创新——基于高铁网络通达性与合作专利的实证分析[J]. 经济评论, 2024(3): 92-108.
 - [21] 种照辉, 高志红, 覃成林. 网络基础设施建设与城市间合作创新——“宽带中国”试点及其推广的证据[J]. 财经研究, 2022, 48(3): 79-93.
 - [22] 杨鹏, 尹志锋, 孙宝文, 等. 数字技术应用与企业合作创新[J]. 经济管理, 2025, 47(1): 108-127.
 - [23] Slowinski, G. and Zerby, K.W. (2008) Protecting IP in Collaborative Research. *Research-Technology Management*, **51**, 58-65. <https://doi.org/10.1080/08956308.2008.11657539>
 - [24] Xu, X.S., Li, B.H. and Meng, X.C. (2025) Special Economic Zones and Inter-Prefecture Collaborative Innovation: Evidence from China. *Regional Studies*, **59**, Article 2434658. <https://doi.org/10.1080/00343404.2024.2434658>
 - [25] 李建成, 程玲, 吴明琴. 政府协调下的市场整合与企业合作伙伴选择[J]. 世界经济, 2022, 45(4): 187-216.
 - [26] 郭艳婷, 刘雨欣. 合作创新与企业价值独占: 知识基的调节作用[J]. 科学学研究, 2026, 44(4): 792-804+816.
 - [27] 李凡, 代永玮, 张迪. 出口活动、吸收能力、研发合作与创新绩效[J]. 科研管理, 2022, 43(3): 125-133.
 - [28] 吴言波, 邵云飞. 联盟组合重构有利于合作创新绩效吗? [J]. 科研管理, 2021, 42(9): 103-111.
 - [29] 王倩, 回禹杭. 气候风险对企业价值的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(9): 22-31.
 - [30] 张明明, 逢智超, 刘丽韡, 等. 气候风险对企业融资约束的影响——基于中国高碳密集型产业上市公司的经验证据[J]. 煤炭经济研究, 2024, 44(3): 168-176.
 - [31] Cassar, A., Healy, A. and von Kessler, C. (2017) Trust, Risk, and Time Preferences after a Natural Disaster: Experimental Evidence from Thailand. *World Development*, **94**, 90-105. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.042>
 - [32] Toya, H. and Skidmore, M. (2014) Do Natural Disasters Enhance Societal Trust? *Kyklos*, **67**, 255-279. <https://doi.org/10.1111/kykl.12053>
 - [33] 许为宾, 严子淳, 王伟楠, 等. 历史气候风险对企业合作创新的影响及机制研究——基于社会信任中介作用的分析[J]. 科研管理, 2025, 46(3): 110-121.
 - [34] 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+125.