

现代财经

MODERN FINANCE & ECONOMICS | 2026.1 总第432期

JOURNAL OF TIANJIN UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

CSSCI来源期刊 全国中文核心期刊 全国高校社科名刊 全国高校名栏社科期刊

- 元宇宙数字创业：理论建构与模式探索 / 徐 飞 陆亮亮
- 开放式创新、独占机制与创新绩效：竞合关系的调节机制与“替代-互补”效应 / 蔡双立 陈 晨 马洪梅
- 物流标准化建设如何影响城市经济韧性：理论逻辑与经验证据 / 吕太升 程广斌
- 居家和社区养老服务改革如何驱动“成功老龄化” / 刘子硕 刘丽敏



ISSN 1005-1007



9 771005 100262



XIANDAI CAIJING—TIANJIN CAIJING DAXUE XUEBAO



天津财经大学学报

现代财经

(天津财经大学学报)

全国高校社科名刊

全国高校名栏社科期刊

CSSCI来源期刊

全国中文核心期刊

RCCSE中国核心学术期刊

中国人文社科学报核心期刊

全国优秀社科学报

天津市一级期刊

目 录

数字经济研究

元宇宙数字创业:理论建构与模式探索

徐 飞 陆亮亮 3

数据要素协同赋能新质生产力:机制创新与空间效应研究

——来自公共数据开放与数据要素市场化的证据

李晓龙 朱子诺 17

管理理论与实践

开放式创新、独占机制与创新绩效:竞合关系的调节机制与“替代-互补”效应

蔡双立 陈 晨 马洪梅 37

极端气候与企业绿色创新:现实困境与应对机制

王 莹 汪皓宇 金 宇 56

市场竞争视角下金融监管对企业并购溢价的影响

杨璐 王乾坤 许恒 74

经济理论探索

物流标准化建设如何影响城市经济韧性:理论逻辑与经验证据

吕太升 程广斌 93

居家和社区养老服务改革如何驱动“成功老龄化”

——基于试点政策的双重差分证据与机制分析

刘子硕 刘丽敏 113

主任 孟昊

副主任 马亚明 李维安

高正平 王爱俭

主编 陈旭东

学术指导(按姓氏笔画为序)

马海涛 王东京 王朝才

刘树成 刘尚希 许毅

苏明 李扬 李京文

李国栋 李海 李维安

何振一 何盛明 汪同三

张卓元 张馨 陈宗胜

杨帆 杨圣明 周立群

周叔莲 赵海宽 赵彦云

袁卫 贾康 高培勇

萧灼基 梁尚敏 谢振鹏

樊纲 戴园晨 魏杰

中国高校系列专业期刊成员刊
Specialized Series of University
Journals in China
网址: www.sju.cnki.net

CONTENTS

Metaverse Digital Entrepreneurship: Theoretical Construction and Model Exploration	XU Fei, LU Liang-liang(3)
Data Factor Synergy Empowering New-Quality Productive Forces: Research on Institutional Innovation and Spatial Effects—Evidence from Public Data Opening-up and Data Factor Marketization	LI Xiao-long, ZHU Zi-nuo(17)
Open Innovation, Appropriation Regime and Innovation Performance: Mechanisms for Regulating Co-opetition and the Effects of “Substitution and Complementarity”	CAI Shuang-li, CHEN Chen, MA Hong-mei(37)
Extreme Climate and Green Innovation of Enterprises: Practical Predicaments and Response Mechanisms	WANG Ying, WANG Hao-yu, JIN Yu(56)
The Influence of Financial Regulation on Merger Premiums from the Perspective of Market Competition	YANG Lu, WANG Qian-kun, XU Heng(74)
How Logistics Standardization Influences Urban Economic Resilience: Theoretical Logic and Empirical Evidence	LYU Tai-sheng, CHENG Guang-bin(93)
How Reforms in Home-Based and Community Elderly Care Service Drive “Successful” Aging: Difference-in-Differences Evidence and Mechanism Analysis Based on Pilot Policies	LIU Zi-shuo, LIU Li-min(113)



- CSSCI来源期刊
- 全国高校社科名刊
- RCCSE中国核心学术期刊
- 全国优秀社科学报

- 全国中文核心期刊
- 全国高校名栏社科期刊
- 中国人文社科学报核心期刊
- 天津市一级期刊

现代财经

天津财经大学学报

1981年创刊 月刊

第46卷第1期(总期432期)

主管单位:天津市教育委员会

主办单位:天津财经大学

主 编:陈旭东

编辑出版:《现代财经—天津财经大学学报》编辑部

地 址:天津市河西区珠江道25号

电 话:(022)88186194 88186195

印刷单位:天津中铁物资印业有限公司

国内发行:天津市报刊发行局

国内订阅:全国各地邮局

Modern Finance and Economics

Monthly,Started in 1981

Vol.46 No.1(Sum No.432)

Sponsor:Tianjin University of Finance and Economics

Chief Editor:CHEN Xu-dong

Edited and Published:Editorial Department of Modern
Finance and Economics

出版时间:2026年1月6日

邮政编码:300222

网址: <http://www.tjufe.edu.cn>



ISSN 1005-1007
CN 12-1387/F

邮发代号: 国外 TPCM119H
国内 6-143

津工商广字7-D48定价: 国外 9.00美元/期
国内 48.00元/期

极端气候与企业绿色创新：现实困境与应对机制

王莹^{1,2} 汪皓宇² 金宇³

(1. 河海大学 马克思主义学院, 江苏 南京 210024; 2. 南京审计大学 会计学院, 江苏 南京 211815; 3. 天津财经大学 会计学院, 天津 300222)

摘要： 伴随着全球气温升高、气象灾害频发,企业如何有效应对极端气候成为学术界和实务界关注的热点话题。本文基于企业绿色创新的视角,以2009—2023年A股上市公司为研究对象,探讨极端气候冲击下企业绿色创新的现实困境与应对机制。研究发现:极端气候会加剧企业融资约束、人才流失、供应链断裂以及技术闭塞等多重困境,进而抑制企业绿色创新;作用场景分析发现,这一抑制作用在经济下行期、中西部地区以及重污染行业企业更为显著;应对机制分析发现,企业增加财务和人力资源储备、供应链持股以及加入战略联盟,政府增加地区绿色信贷、推动劳动力市场发育、实施链长制以及加快数字基础设施建设能够缓解极端气候对企业绿色创新的负面影响;经济后果分析发现,极端气候对绿色创新的抑制作用会降低企业的资本市场反馈和长期竞争力。本文从绿色创新的视角拓展了极端气候的微观经济后果,同时为企业更好地应对极端气候提供了现实证据。

关键词： 极端气候；企业绿色创新；现实困境；应对机制

中图分类号：F273.1；F279.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1005-1007(2026)01-0056-18

DOI:10.19559/j.cnki.12-1387.2026.01.004

一、引言

近年来,全球范围内的极端气候灾害频发,对经济发展和金融系统稳定构成严重威胁。数据显示,2000年至2019年期间,全球共记录7 348起自然灾害,造成123万人死亡,受灾人口总数高达40亿,给全球造成经济损失高达2.97万亿美元(联合国减灾署,2020)^①。在全球极端气候风险剧增的背景下,中国的气候风险指数正在不断升高。根据中国气象局2024年7月4日发布的《中国气候变化蓝皮书(2024)》,1961—2023年我国地表年平均气温呈显著上升趋势,平均每10年升高0.30摄氏度,高于同期全球平均升温水平。极端气候泛指大气污染、水污染、环境恶化、全球变暖、海平面上升、强干旱以及洪涝等自然灾害或者极端天气,是导致经济和金融体系结构性变化的重要影响因素之一,具有高不确定性、非线性和内生性等特点^[1],给区域经

收稿日期:2025-05-26

作者简介：王莹,女,河海大学马克思主义学院博士生,南京审计大学会计学院助理研究员,主要从事资本市场财务与会计研究;汪皓宇,男,南京审计大学会计学院硕士生,主要从事公司治理与企业创新研究;金宇,男,天津财经大学会计学院讲师,博士,主要从事资本市场财务与会计研究。

^① 联合国减灾署(UNDRR)于2020年发布的《2000—2019年灾害造成的人类损失》报告。<https://www.undrr.org/publication/human-cost-disasters-overview-last-20-years-2000-2019>。

济和企业发展带来了极大的影响。根据《中国气候变化蓝皮书(2023)》^[1]数据显示,极端天气后GDP当季下降约0.2%,极端气候对于宏观经济的影响可见一斑。党的二十大报告将“统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化”作为推进美丽中国建设的重要抓手,与此同时,“碳达峰、碳中和”目标的提出意味着我国已将全球气候治理提升至国家战略高度。作为宏观经济发展的微观单元,极端气候也会给企业的生产经营活动带来严重冲击。因此,探索极端气候对企业的影响及应对措施,对于企业构建核心竞争优势和我国“双碳”目标的不断推进具有重要的现实意义。

企业绿色创新作为应对极端气候的关键手段,不仅能够有效降低自身的气候脆弱性,还有利于地区整体环境质量的改善。然而,现有研究主要从盈余管理、现金持有以及异地投资等维度探讨极端气候对企业行为的影响^[2-4],仅有温磊(2024)^[5]的研究关注了气候风险与企业绿色创新的关联性,其从内生视角发现企业极端气候信息披露能够促进绿色创新行为。整体来看,基于外生视角探讨极端气候对企业绿色创新影响的文献仍不充分。事实上,企业绿色创新活动依赖于外部资金支持、稳定的人力供给、通畅的供应链协作及跨主体的技术交流。而极端气候会通过改变外部资金供给方的风险偏好加剧融资约束^[17],通过引发区域性人口迁移动摇人力供给稳定^[6],通过破坏跨企业协作关系导致供应链断裂^①,通过阻碍跨区域技术互动造成技术信息闭塞^②,导致企业即便具备绿色创新意愿,也因外部条件缺失而难以推进,使其绿色创新活动陷入“无米之炊”的困境。因此,极端气候对企业绿色创新的影响有待进一步探索。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文丰富了极端气候的研究视角。现有研究主要着眼于宏观层面,发现极端气候对经济波动、金融风险等具有不利影响;而在微观层面,学

者们发现企业会通过盈余管理、现金持有以及异地投资等方式应对极端气候。本文基于企业绿色创新视角,系统揭示了极端气候冲击对企业行为的不利作用,不仅拓展了气候变化经济学与企业绿色创新研究的交叉领域,也为理解极端气候的微观经济后果提供了新的实证证据;第二,本文基于外生视角打开了极端气候影响企业绿色创新的“黑箱”。不同于以往侧重宏观环境或企业战略层面的研究,本文从企业资源与关系支持两个维度深入分析了极端气候冲击所造成的多重困境,这种机制层面的细化刻画,为后续相关研究提供了分析范式;第三,本文针对极端气候下企业绿色创新的现实困境,从企业和地区两个层面提出了系统性应对机制,将企业微观应对与地区宏观制度安排相结合,形成了一个较为完整的“企业—区域”双重治理框架,为政府和企业提供了具有可操作性的现实路径。

二、文献综述

关于极端气候与微观企业行为的研究整体数量较少,学者们分别从绿色转型、投融资行为、现金持有等角度进行了探讨。首先,已有文献聚焦于极端气候对企业绿色转型的影响,并得出了相悖的结论。部分研究发现极端气候能够正向显著影响公司绿色创新水平^[5];另一部分研究则认为极端气候会降低企业碳排放效率^[7],不利于企业绿色发展和绿色转型。其次,学者们研究了极端气候对企业投融资行为的影响,如李香花等(2025)^[17]发现极端气候通过在融资端增强企业的融资约束,加剧了企业投融资期限错配。而冉明东等(2024)^[4]则发现极端气候风险会激发企业的趋利动机和避险动机,显著推动企业向极端气候风险更低的地区进行投资。最后,现有文献还关注了极端气候对企业现金持有等其他行为的影响,如Huang等(2018)^[8]发现位于气候恶劣国家的企业有可能持有更多现金,以建立

① 如2022年四川省宜宾市遭遇高温干旱天气,导致全市电力供需形势紧张,迫使宁德时代四川宜宾工厂停产近两周,波及全球电池供应。

② 如中国施工企业管理协会原定于9月6日在福州举办的智能建造观摩会,因“海葵”台风引发的强降雨和大风天气而延期。

财务松弛,从而增强组织对气候威胁的抵御能力。

企业绿色创新的影响因素众多,国内外学者对企业绿色创新影响因素的研究可以分为宏观和微观两个层面。从宏观层面看,有学者研究了政府政策和环境监管措施对企业绿色创新的影响。如刘博和刘振(2024)^[9]发现,《环境保护税法》这一法律通过压力和激励双重机制有效推动了企业绿色创新活动;房巧玲和张雨菡(2024)^[10]指出,国家审计信息化能够促进地方政府履行受托环境责任以及改善企业内部治理,从而提升国有企业绿色创新能力。还有学者研究了科技发展对企业绿色创新影响。如舒家先和杨宇翔(2025)^[11]发现,金融科技发展通过推动企业数字化转型以及提升其环境信息披露质量两条路径促进企业绿色创新。从微观层面看,已有文献讨论了企业自身特征对绿色创新的影响。如韩少真等(2025)^[12]指出智能制造水平的提升对企业绿色创新具有正向影响;Xu等(2024)^[13]认为数字化转型可以通过增加企业研发投入和政府绿色补贴来促进企业绿色创新。张勇和殷健(2025)^[14]则基于利益相关者视角,发现供应链客户稳定度可通过增加绿色压力、提高创新投入及增进协同创新促进企业绿色创新。

综上分析,现有文献对极端气候的微观经济后果以及企业绿色创新的影响因素进行了广泛研究,为本文提供了良好的基础,但是在以下两个方面仍有拓展空间:一方面,极端气候与企业绿色创新的相关性仍需明确。极端气候究竟会强化环境规制,倒逼企业绿色创新;还是会加剧企业资源约束困境,进而抑制绿色创新,有待进一步探讨。另一方面,企业和政府应当采取何种手段应对极端气候的影响,仍需在学理和实证层面提供经验证据。基于此,本文旨在对上述问题进行研究,为企业更好地应对极端气候提供决策依据。

三、理论分析与研究假设

(一)极端气候对企业绿色创新的消极影响

本文从货币资金、人力资源、供应链关系以及技术流通四个方面,对极端气候与企业绿色创新的负向关系进行详细分析。

极端气候会对企业货币资金获取产生不利影响,使企业的绿色创新受到货币资金限制。极端天气、气象灾害等极端气候会提高企业生产中断、资产受损、物流受阻等概率,显著加剧企业的经营不确定性^[15],进而提升企业的违约概率与财务脆弱性^[16],致使债权人与投资者调高对企业的风险预期,使得企业付出更高的债务融资成本和权益融资成本^[17-18]。而绿色创新活动具有高投入、高风险、周期长等特点,往往需要企业投入大量资金。因此,极端气候可能通过提高企业的融资成本、加剧企业融资约束从而对绿色创新活动产生抑制作用。

与此同时,极端气候还会导致人口迁移。一方面,由于气象灾害和极端天气会导致人口伤亡,给当地民众带来心理焦虑;另一方面,极端天气和空气污染等也会对身体健康产生影响^[19],从而出现人口迁移。卢洪友等(2017)^[6]的研究表明,地区气温高于平均温度1摄氏度,人口迁移率上升0.48个百分点。而企业的绿色创新活动需要稳定的人力资源支持,极端气候引致的地区人口迁移可能加剧企业人员离职率和流动性,不仅会使企业难以迅速弥补人力资本空缺,增加企业的人力调整成本,也会提高新成员与原成员之间发生冲突的可能性,使得企业难以达成长期性创新共识^[20],降低企业成员的协作效率和沟通默契,增加企业的人力使用成本,从而使企业的绿色创新活动受到人力资源限制。

极端气候直接削弱企业履约能力,引发合作方的风险规避行为。极端天气事件可能造成企业生产设施损毁、产能利用率下降,导致订单交付延迟或产品质量波动。在此情境下,供应商为规避回款风险倾向于缩减供货规模,客户则因交

易不确定性增加而转向替代合作伙伴,致使企业供应链关系稳定性显著降低^[21]。供应链关系稳定性下降对企业绿色创新产生抑制效应:其一,供应商合作缩减导致绿色创新所需的环保原材料、低碳技术组件获取渠道收窄,攀升的采购成本挤占研发投入预算,从而抑制企业绿色创新的资源投入;其二,客户合作减少加剧绿色创新成果商业化的不确定性,削弱企业绿色创新动力^[14];其三,不稳定的供应链关系会抑制绿色上下游协同创新,进而抑制企业绿色创新能力。

在当前知识密集型与网络协同化程度不断提高的经济体系中,技术信息的跨区域流动对于企业绿色创新具有重要意义^[22]。企业绿色创新活动依赖企业与外部科研机构、高校、技术服务平台之间的技术互动,以实现绿色技术的引进、消化、再创新。然而,极端气候可能会影响区域间技术信息的有效传导。极端天气可能导致基础设施临时中断^[23],直接降低本地区与其他地区的技术交流能力和意愿,从而弱化企业与外部技术源之间的交流强度,抑制企业绿色创新。

基于此,本文提出如下假设。

H1 极端气候抑制企业绿色创新。

(二) 极端气候对企业绿色创新的积极影响

伴随气候风险的不加剧,政府部门的环境规制强度随之提升,企业基于组织合法性的考虑,可能会被动提升自身的绿色创新水平。与此同时,企业在应对气候风险时,亦可能主动采取差异化战略,通过构建核心竞争优势从而加大自身绿色创新投入。

一方面,为了应对气候变化,地方政府不得不出台一系列环境政策规范企业的生产行为,从而加剧企业的组织合法性压力。根据公共物品理论,环境资源是典型的公共物品,面临极端气候风险时,当地公众有很强的动机保护环境资源。公众环境关注会引发地方政府环境监管行为的变化,促使其强化环境规制^[24]。同时,上级政府的政策目标 and 政治压力也会推动地方政府

加强环境规制。组织合法性理论认为,合法性本身是企业的一种资源。企业在面临政府部门的环境规制时,通过推进绿色创新活动,可以降低环境规制给企业所带来的成本。如李雅婷和李自杰(2024)^[25]发现地区设立环保法庭会倒逼企业提升绿色创新水平。由此可见,极端气候能够强化地方政府的环境规制强度,从而倒逼企业推进绿色创新。

另一方面,基于企业能力理论,企业对于异质性资源的投入和使用是其获取超额收益的关键^[26]。如前所述,极端气候会对企业经营活动带来一系列不利影响,如极端降水带来的供电不足会增加企业运营成本;极端低温天气会影响交通运输,使企业供销环节出现中断;极端高温天气会加大企业安全生产的风险。且极端天气事件对于人员伤亡和经济损失的影响,更会加剧企业的生产经营难度。针对于此,企业主动采取差异化战略构建核心竞争优势,可能成为企业应对极端气候的有效手段^[27]。具体而言,企业通过研发和营销投入,有利于形成技术和品牌优势,从而使企业在应对极端气候带来的经营困境时更加游刃有余^[28];同时,产品技术属性的附加和品牌价值的提升能够获得消费者的偏好^[29],缓解极端气候对于销售活动带来的不利影响。而企业异质性资源的投入,有利于优化绿色创新^[30]。因此,企业在应对极端气候时,可能主动采取差异化战略,通过异质性资源的投入构建核心竞争优势,从而促进企业的绿色创新。

基于此,本文提出如下假设。

H2 极端气候促进企业绿色创新。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

鉴于2008年金融危机导致经济出现剧烈波动,可能会对企业生产经营活动和绿色创新决策造成影响,本文选择2009—2023年A股上市公

司作为研究样本,数据来源如下:(1)极端气候风险数据来源于中国地面气候资料日值数据集(V3.0)中的极端高温、极端低温和极端降雨天数;(2)地区数字基础设施建设数据、链长制度数据、绿色信贷数据以及技术流动数据分别来自地方政府工作报告、地方政府官方网站及相关媒体报道、《中国工业年鉴》以及《中国科技统计年鉴》;(3)企业战略联盟数据来自上市公司公告,经手工搜集整理所得;(4)企业 ESG 表现数据来自彭博 ESG 评级体系;(5)本文中用到的其他数据取自 CSMAR 与 CNRDS 数据库。考虑到金融行业财务数据的特殊性,以及非正常经营企业的导致的样本估计偏差,本文对金融行业、ST 以及数据残缺企业进行剔除,最终得到 29 854 个年度观测值。为消除异常值的影响,本文对连续变量在 1%和 99%水平上进行缩尾处理。

(二) 变量界定

1. 被解释变量

企业绿色创新(*GI*)。现有文献主要用绿色专利来衡量企业绿色创新,因为绿色专利能够有效地反映企业绿色创新的成果。因此,本文借鉴刘振等(2025)^[31]的研究,使用绿色专利授权数的自然对数来测度(*GI*),并以绿色专利申请数的自然对数(*GIB*)作为稳健性检验的代理变量。

2. 解释变量

本文参考潘敏等(2022)^[32]的研究,使用企业所在地级市“极端高温+极端低温”天数之和加 1 取自然对数作为极端气候的代理变量(*CR*)。本文选取 1971—2000 年为气候基准期,采用基准期内气象台站逐日观测数据和第 90%分位和第 10%分位相对阈值的方法来定义不同地区气候指标的极端阈值,从而计算样本期各地级市逐年的极端高温和极端低温发生的天数。

表 1 变量界定表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色创新	<i>GI</i>	Ln(绿色专利授权数+1)
解释变量	极端气候	<i>CR</i>	Ln(极端高温天数+极端低温天数+1)
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	Ln(总资产+1)
	财务杠杆	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	企业性质	<i>Soe</i>	国有企业为 1,非国有企业为 0
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股本
	独董比例	<i>Ddp</i>	独立董事人数/董事会人数
	董事会规模	<i>Board</i>	Ln(董事会人数+1)
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理兼任为 1,否则为 0
	高管薪酬	<i>Sala</i>	Ln(高管薪酬前三名求和)
	托宾 Q 值	<i>Tbq</i>	托宾 Q 值
	企业年龄	<i>Age</i>	Ln(企业上市年限)
	行业	<i>Ind</i>	虚拟变量,样本来自所在行业取值 1,否则取 0
	年份	<i>Year</i>	虚拟变量,样本来自所在年份取值 1,否则取 0
	地区	<i>Regn</i>	虚拟变量,样本来自所在地区取值 1,否则取 0

3. 控制变量

本文参考温磊 (2024)^[5] 与刘振等 (2025)^[31] 的研究,选取企业规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Lev*)、企业性质 (*Soe*)、股权集中度 (*Top1*)、独董比例 (*Ddp*)、董事会规模 (*Board*)、两职合一 (*Dual*)、高管薪酬 (*Sala*)、托宾 Q 值 (*Tbq*) 和企业年龄 (*Age*),同时控制行业 (*Ind*)、年份 (*Year*) 和地区 (*Regn*)。各变量名称、符号及计量方法见表 1。

(三) 模型设计

为了考察极端气候对企业绿色创新的影响,本文借鉴潘玉坤和郭萌萌 (2023)^[28]、Wang 等 (2021)^[33] 的做法,构建实证模型如下

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

本文核心关注的系数为 α_1 ,若该系数显著为负,则表明极端气候会抑制企业绿色创新,假设 H1 得到验证;若该系数显著为正,则假设 H2 得到验证。同时,为了消除行业、年份和地区的

影响,本文在模型中对行业、年份以及地区固定效应进行了控制。

五、实证分析

(一) 描述性统计分析

表 2 为相关变量的描述性统计结果。从表中可以看出,企业绿色创新的最大值为 3.83,最小值为 0,标准差为 0.86,反映出企业绿色创新之间存在着巨大的差异;从中值 0 和均值 0.44 可以发现我国企业绿色创新总体水平较低,绿色创新理念有待增强。极端气候的均值为 4.47,标准差为 0.21,表现出企业生产经营的外部气候环境有一定差异;极端气候的最大值为 4.90,最小值也有 3.87,这说明我国极端气候发生的频率较高,企业生产经营过程中面临的极端气候压力较大。从其他变量来看,企业大多处于正常经营活动中,其描述性统计结果与已有相关研究基本一致。

表 2 变量描述性统计结果

变量	样本量	最小值	中位数	最大值	平均值	标准差
<i>GI</i>	29 854	0	0	3.828 6	0.443 1	0.855 4
<i>CR</i>	29 854	3.871 2	4.510 9	4.897 8	4.474 4	0.211 4
<i>Size</i>	29 854	19.316 7	21.988 6	26.452 3	22.197 3	1.319 5
<i>Lev</i>	29 854	0.027 4	0.410 0	0.907 9	0.417 1	0.204 6
<i>Soe</i>	29 854	0	0	1	0.364 3	0.481 2
<i>Top1</i>	29 854	0.080 6	0.321 4	0.758 4	0.343 1	0.149 3
<i>Ddp</i>	29 854	0.333 3	0.363 6	0.571 4	0.376 5	0.053 7
<i>Board</i>	29 854	1.609 4	2.197 2	2.639 1	2.125 0	0.199 5
<i>Dual</i>	29 854	0	0	1	0.284 9	0.451 4
<i>Sala</i>	29 854	12.682 9	14.455 7	16.492 3	14.473 4	0.722 3
<i>Tbq</i>	29 854	0.802 4	1.659 5	16.647 2	2.082 4	1.362 6
<i>Age</i>	29 854	0	2.197 2	3.401 2	2.042 8	0.888 6

(二) 回归结果分析

表 3 为极端气候与企业绿色创新的回归结果。本文采用逐步回归的方法,列(1)没有加入

年份、行业、地区固定效应以及控制变量,列(2)加入了年份、行业 and 地区固定效应但没有加入控制变量,列(3)加入了年份、行业、地区固定效应

以及控制变量,可以看出,CR 回归系数均为负,且至少在 5%的水平上显著。列(3)中 CR 回归系数为-0.05,说明地区极端气候程度每增加 1%,将会导致企业绿色创新水平平均降低 0.05%。这一结果验证了假设 H1。假设 H2 不成立的可能原因在于,政府环境规制和企业差异化战略虽然能够提升企业绿色创新意愿,但意愿

向实践的转化仍依赖创新资源的投入。而极端气候会引发企业创新资源短缺,使其陷入“巧妇难为无米之炊”的困境,阻碍绿色创新意愿向绿色创新实践的转化,这使得极端气候难以通过强化政府环境规制和企业差异化战略的路径提升企业绿色创新水平。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
CR	-0.014 3** (-2.40)	-0.046 0*** (-3.19)	-0.051 6*** (-3.44)
Controls	No	No	Yes
Constant	0.507 2*** (3.15)	0.204 2 (1.10)	-4.831 9*** (-10.68)
固定效应	No	Yes	Yes
Adj_R ²	0.090 1	0.110 1	0.189 4
样本量	29 854	29 854	29 854

注:括号内为 t 值,标准误经过企业层面 Cluster 调整。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,下同。

(三) 稳健性检验

1. 工具变量法

本文研究的极端气候主要来自于地级市层面,其与企业行为之间互为因果的可能性相对较低,但是前文实证结果仍可能受到不可观测因素的影响。为缓解此内生性问题,本文以 1990—2000 年样本企业所在城市的历史极端气候情况作为工具变量。一方面,地区气候状况具有连续性,历史极端气候会对样本期极端气候产生影响,因而满足相关性要求。另一方面,历史极端气候是历史变量,与当期单个企业绿色创新关联度较弱,满足外生性。

表 4 列(1)和列(2)汇报了工具变量的两阶段回归结果,其中列(1)为一阶段的回归结果,列(2)为二阶段的回归结果。列(1)显示,IV 估计系数为正,在 5%水平上显著,且通过不可识别检验和弱工具变量检验;列(2)显示,极端气候拟合值的系数为负,在 5%水平上显著,说明在缓解潜在的内生性问题后,研究结论依然成立。

2. 滞后一期解释变量

为进一步缓解反向因果的内生性问题,本文还增加了滞后项回归,使用 $t-1$ 期极端气候(LCR)作为解释变量,对企业绿色创新进行回归。检验结果如表 4 列(3)所示,LCR 的回归系数为负,且在 1%水平上显著,说明在缓解反向因果内生性问题后,研究结论依然稳健。

3. 熵平衡法

不同极端气候风险地区的企业可能由于经营特征的不同,从而导致绿色创新出现差异。为了消除因地区差异而导致的样本选择偏误问题,本文使用了熵平衡法以确保回归结果的稳健性。表 4 列(4)结果显示,CR 回归系数未发生显著变化,前文结论依然稳健。

4. 排除新冠疫情事件的干扰

考虑到新冠疫情等特殊时期可能干扰企业绿色创新决策,本文剔除 2020 年之后的样本重新进行回归,检验结果如表 4 列(5)所示。CR 的回归系数未发生显著变化,前文结论依然稳健。

表 4 工具变量法、滞后解释变量、熵平衡法与排除新冠疫情干扰的回归结果

变量	IV 一阶段 (1)	IV 二阶段 (2)	滞后解释变量 (3)	熵平衡法 (4)	排除疫情干扰 (5)
<i>IV</i>	0.002 2 ^{**} (2.36)	—	—	—	—
<i>CR</i>	—	-6.196 8 ^{**} (-2.08)	—	-0.046 3 ^{**} (-2.27)	-0.043 7 ^{**} (-2.18)
<i>LCR</i>	—	—	-0.026 2 ^{***} (-2.78)	—	—
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	4.310 3 ^{***} (73.37)	-31.863 2 (-1.28)	-4.961 9 ^{***} (-10.22)	-4.958 8 ^{***} (-10.62)	-4.815 6 ^{***} (-9.83)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
不可识别检验		10.436	—	—	—
弱工具变量检验		35.581	—	—	—
Adj_R ²		—	0.187 1	0.192 3	0.181 4
样本量	23 716	23 715	24 112	29 854	21 620

注：弱 IV 检验使用 Cragg-Donald Wald F 统计量。不可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量。

5. 替换关键变量的测度方式

为了进一步增强结论的可靠性,本文更换被解释变量和解释变量的衡量方式。首先,替换被解释变量,进一步使用二元绿色创新、绿色创新持续性以及绿色创新效率衡量企业绿色创新水平,并作为被解释变量对模型式(1)回归。变量测度方面:(1)二元绿色创新。分别使用绿色发明专利申请量加 1 的自然对数和绿色实用新型专利申请量加 1 的自然对数衡量突破式绿色创新(*GI1*)和渐进式绿色创新(*GI2*);(2)绿色创新持续性。采用绿色专利申请的环比增长率乘以绿色创新产出规模来测度绿色创新持续性(*PI*);(3)绿色创新效率。使用绿色创新产出(绿色专利申请量加 1 取自然对数)和创新投入(年度研发支出)的比值衡量绿色创新效率(*GI_EFF*)。表 5 列(1)—列(4)结果显示,极端气候对突破式绿色创新、绿色创新持续性以及绿色创新效率的回归系数均为负,且至少在 5%水平上显著,但是对渐进式绿色创新的回归系数并不无显著。这可能是因为突破式绿色创新、绿色创新持续性以及绿色创新效率均需要大量创新资源投入、供应链企业支持以及保持外部技术信息交

流,而渐进式绿色创新门槛较低。因此,当极端气候对企业资金供给、人才供给、供应链伙伴关系以及技术信息流通产生消极作用时,突破式绿色创新、绿色创新持续性以及绿色创新效率会受到较强的负面影响,而渐进式绿色创新受到的负面影响较小。

其次,替换解释变量。由于降水和降温均由于大气环流所产生,并且均会对交通、运输、农业生产等产生影响。极端高温和极端降雨天气通常不会在同一时间出现,而极端低温有可能与极端降水出现重合,因此本文采用“极端高温+极端降水”天数加 1 取自然对数作为极端气候的替换变量(*CR_T*),并作为解释变量对模型式(1)回归,表 5 列(5)结果显示,*CR_T* 的回归系数为负,仍在 5%的水平上显著,即前文的回归结论依然有效。

6. 替换估计模型

考虑到被解释变量企业绿色创新(*GI*)在 0 处存在截尾现象,本文使用 Tobit 模型进行了稳健性检验,检验结果如表 5 列(6)所示。结果显示,使用 Tobit 模型估计后,*CR* 的回归系数未发生显著变化,本文回归结果保持稳健。

表 5 替换关键变量测度方式、替换估计模型的回归结果

变量	<i>GI1</i>	<i>GI2</i>	<i>PI</i>	<i>GI_EFF</i>	<i>GI</i>	Tobit 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CR</i>	-0.067 2*** (-2.76)	-0.040 3 (-1.10)	-0.003 1*** (-2.79)	-6.983 7** (-2.19)	—	-0.194 4* (-1.77)
<i>CR_T</i>	—	—	—	—	-0.078 9** (-2.09)	—
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-8.749 4*** (-17.44)	-7.116 7*** (-16.41)	-0.233 1*** (-9.75)	-748.308 9*** (-7.05)	-4.731 4*** (-10.45)	-15.994 2*** (-14.27)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_R ² /Pseudo_R ²	0.330 1	0.343 3	0.181 4	0.060 2	0.190 1	0.113 6
样本量	29 854	29 854	29 854	29 854	29 854	29 854

注：列(6)结果汇报了 Pseudo_R²，其他结果均汇报 Adj_R²。

六、进一步研究

(一) 极端气候与企业绿色创新：现实困境

如前所述，极端气候会加剧企业融资约束困境、人才流失困境、供应链断裂风险以及技术闭塞困境，进而抑制了企业绿色创新。为验证上述困境，本文参考江艇(2022)^[34]的做法，构建如下模型式(2)

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \sum Regn + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

M 为机制变量，分别为债务融资成本 (*Debt*)、权益融资成本 (*Mpeg*)、高管团队稳定性 (*Stmt*)、员工离职程度 (*Etr*)、供应商关系稳定性 (*Suppst*)、客户关系稳定性 (*Cusst*)、地区技术输出水平 (*Htep*) 和技术吸纳水平 (*Htea*)，*Contorls* 是控制变量，与模型式(1)保持一致。

1. 融资约束困境

为了验证极端气候冲击下企业绿色创新面临的货币资金供给不足困境，本文基于债权人和投资者双重视角，选择债务融资成本和权益融资成本作为机制变量。本文以财务费用利息支出与期末负债总额的比值衡量债务融资成本

(*Debt*)。*Debt* 越大，意味着债权人要求的风险溢价越高。同时使用 MPEG 模型衡量公司权益资本成本 (*Mpeg*)。*Mpeg* 越大，表明企业的权益融资成本越高。融资约束困境的作用机制检验结果如表 6 列(1)和列(2)所示。*CR* 的回归系数均为正，且至少在 5% 水平上显著，验证前文推论。

2. 人才流失困境

为了验证极端气候冲击下企业绿色创新面临的人力资源供给不足困境，本文基于高管团队和普通员工双重视角，选择高管团队稳定性和员工离职率作为机制变量。本文借鉴张兆国等(2018)^[35]的研究，构建高管团队平稳性指数度量高管团队稳定性 (*Stmt*)。*Stmt* 越大，则说明高管团队的稳定性越强。借鉴步丹璐和白晓丹(2013)^[36]的研究，通过对比当年年末员工人数和上年年末员工人数分析员工变动情况来衡量员工离职程度 (*Etr*)。*Etr* 越大，说明员工离职程度越高。人才流失困境的作用机制检验结果如表 6 列(3)和列(4)所示。表 6 列(3) *CR* 的回归系数为负，列(4) *CR* 的回归系数为正，且均在 1% 水平上显著，验证前文推论。

表 6 机制检验结果 I

变量	<i>Debt</i>	<i>Mpeg</i>	<i>Stmt</i>	<i>Etr</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CR</i>	0.002 1*** (3.21)	0.001 2** (2.02)	-0.001 4*** (-3.23)	0.000 8*** (4.10)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.013 2*** (4.72)	-0.024 5 (-1.32)	-0.823 3*** (-25.68)	0.442 7*** (5.17)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_R ²	0.508 2	0.270 8	0.033 4	0.040 2
样本量	29 816	19 458	28 506	28 121

3. 供应链断裂风险

为了验证极端气候冲击下企业绿色创新面临的供应链断裂风险,本文基于供应商和客户双重视角,选择供应商关系稳定性和客户关系稳定性作为机制变量,使用年末前五大客户名单中新出现的客户个数除以 5 来衡量客户变动(*Cusst*);使用年末前五大供应商名单中新出现的供应商个数除以 5 来衡量供应商变动(*Suppst*)。*Cusst* 和 *Suppst* 越大,意味着企业在 *t* 年更换了较多的供应商或客户,说明企业面临的供应链关系越不稳定。供应链断裂风险的作用机制检验结果如表 7 列(1)和列(2)所示。*CR* 的回归系数均为负,且在 1%水平上显著,验证前文推论。

4. 技术闭塞困境

为了验证极端气候冲击下企业绿色创新面临的技术闭塞困境,本文基于技术输出和技术输入双重视角,选择地区技术输出水平(*Htep*)和地区技术吸纳水平(*Htea*)作为机制变量。指标测度方面,本文借鉴梁丽娜和于渤(2021)^[22]的研究,使用本地区企业输出技术的成交金额加 1 取自然对数表征地区技术输出水平(*Htep*),使用地区企业吸纳技术的成交金额加 1 取自然对数表征地区技术吸纳水平(*Htea*)。*Htep* 和 *Htea* 越小,则说明本地区企业与其他地区企业的技术信息交流越少。技术闭塞困境的作用机制检验结果如表 7 列(3)和列(4)所示。*CR* 的回归系数均为负,且至少在 10%水平上显著,验证前文推论。

表 7 机制检验结果 II

变量	<i>Cusst</i>	<i>Suppst</i>	<i>Htep</i>	<i>Htea</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CR</i>	-0.001 1*** (-2.10)	-0.016 5*** (-2.30)	-0.017 7* (-1.71)	-0.076 5*** (-5.41)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.129 4 (1.39)	-0.087 1 (-0.94)	23.275 7*** (265.09)	23.264 0*** (221.22)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_R ²	0.237 5	0.182 1	0.938 9	0.948 5
样本量	28 818	29 678	29 854	29 811

(二) 极端气候与企业绿色创新: 影响场景

1. 经济周期

宏观经济周期波动会对微观企业活动产生影响。在经济下行期,企业本就面临市场需求萎缩、盈利承压、资源紧张等多重压力,此时叠加极端气候冲击,会进一步加剧企业资源约束困境和经营风险,进而放大对企业绿色创新的负面影响。在经济上行期,金融机构风险偏好会扩宽企业融资渠道并降低融资成本,而旺盛的市场需求则推动供应链高效运转,利于缓解极端气候对企业绿色创新的负面影响。因此,极端气候对企业绿色创新的负面影响在经济下行期更为显著。为检验上述推论,本文借鉴刘东坡(2024)^[37]的研究,使用国内生产总值增长率来衡量经济周期,并基于其中位数将样本划分经济上行期与经济下行期两组,分别进行回归。表8列(1)和列(2)展示了经济周期的异质性检验结果。时处经济上行期的企业,CR的回归系数不再显著。时处经济下行期的企业,CR的回归系数为负,在1%的水平上显著,验证了前文推论。

2. 地理区位

我国东、中、西部地区企业的资源获取和信息交流能力存在显著差异,使得企业绿色创新受极端气候的影响也有所不同。具体而言,相对于中西部地区,东部地区经济发达,资本市场、劳动力市场以及产品市场发育较为完善,且基础设施建设相对发达。当地企业受到极端气候冲击时,能够使用更低的时间成本和交易成本获取资金、人力、市场以及技术信息,进而缓解极端气候对绿色创新活动造成的多重困境。因此,极端气候对企业绿色创新的负面影响在中西部地区更为显著,在东部地区则不再显著。为检验上述推论,本文将样本企业依据其地理位置划分为东部、中部和西部地区三组,分别进行回归。表8列(3)—列(5)展示了地区分组的异质性检验结果。对于东部地区的企业,CR的回归系数不再显著。对于中西部地区的企业,CR的回归系数为负,且至少在5%的水平上显著,验证了前文推论。

表8 现实场景检验结果

变量	经济下行期	经济上行期	东部地区	中部地区	西部地区	非重污染行业	重污染行业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CR	-0.028 5*** (-2.71)	-0.102 0 (-1.08)	-0.0242 (-1.54)	-0.176 6** (-2.39)	-0.236 8*** (-2.82)	-0.048 8 (-1.04)	-0.012 1** (-2.25)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-5.352 8*** (-10.43)	-4.080 6*** (-8.65)	-5.095 2*** (-9.26)	-5.099 8*** (-4.55)	-4.729 2*** (-4.31)	-5.195 0*** (-8.87)	-4.240 6*** (-7.05)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_R ²	0.192 7	0.183 5	0.189 3	0.225 0	0.197 5	0.191 9	0.194 3
样本量	16 693	13 158	21 899	4 205	3 747	20 177	9 674

3. 行业属性

是否属于重污染行业在极端气候和企业绿色创新之间的关系中也存在显著异质性。一是重污染行业多为重资产企业,生产设施易受极端气候损毁,生产中断风险较高,使其面临更强的供应链断裂风险,进而抑制企业绿色创新。二是重污染行业企业难以获取政府绿色补贴、绿色信贷以及绿色投资者的资金支持,使其在极端气候

冲击下面临更强的融资约束困境,不利于绿色创新活动展开。因此,极端气候对于重污染行业的绿色创新具有更强的负面影响。为检验该推论,本文将样本企业依据其行业属性划分为重污染行业企业 and 非重污染行业企业,分别进行回归。表8列(6)和列(7)展示了行业属性分组的异质性检验结果。对于非重污染行业的企业,CR的回归系数不再显著。对于重污染行业的企业,

CR 的回归系数为负,且在 5%水平上显著,验证了前文推论。

(三) 极端气候与企业绿色创新:应对机制

针对极端气候下企业绿色创新的现实困境,本文从企业和地区两个层面提出了相应的应对机制,并构建调节效应模型以检验应对机制的有效性,具体模型如下

$$GI_{i,t} = a_0 + a_1 CR_{i,t} + a_2 TJ_{i,t} + a_3 CR \times TJ_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \sum Regn + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)中, TJ 为调节变量,可分为企业应对机制与地区应对机制两组。其中,企业层面应对机制为财务资源储备(FS)、人力资源储备(HRS)、供应链持股(SCS)与企业战略联盟(SA),地区层面的应对机制为地区绿色信贷水平($LOAN$)、人力市场发育水平($HMAR$)、链长制度(CL)与数字基础设施建设水平(DIG), $Controls$ 是控制变量,与模型式(1)保持一致。

表 9 企业层面应对机制分析结果

变量	GI (1)	GI (2)	GI (3)	GI (4)
CR	-0.051 6* (-1.86)	-0.053 4** (-2.45)	-0.056 2** (-2.20)	-0.038 1** (-1.98)
FS	0.052 2** (2.21)	—	—	—
$CR \times FS$	0.013 2** (2.32)	—	—	—
HRS	—	0.655 6* (1.68)	—	—
$CR \times HRS$	—	0.158 9* (1.71)	—	—
SCS	—	—	0.090 1** (2.14)	—
$CR \times SCS$	—	—	0.041 3*** (3.28)	—
SA	—	—	—	0.258 2* (1.95)
$CR \times SA$	—	—	—	0.053 2*** (2.87)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Constant$	-4.890 0*** (-10.58)	-4.845 6*** (-10.62)	-4.796 5*** (-10.49)	-4.875 6*** (-10.69)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_ R^2	0.189 5	0.189 2	0.190 0	0.189 5
样本量	29 816	29 803	29 854	29 854

1. 企业层面应对机制

(1) 财务资源储备。财务资源储备可以缓解融资约束带来的不利影响,保证研发创新的连续性和平滑性,进而缓解极端气候对企业绿色创

新的抑制作用。本文使用企业持有的超过行业均值的现金及现金等价物的数量与总资产的比值衡量企业的财务资源储备(FS)。表 9 列(1)显示, $CR \times FS$ 的回归系数为正,在 5%水平上显

著,验证了前文推论。

(2) 人力资源储备。人力资源储备能够保护组织“内核”在危机情境下免受或少受外部环境变动的影响,进而缓解极端气候对企业绿色创新的抑制作用。本文使用企业持有的超过行业均值的公司员工数量与总资产的比值衡量企业的人力资源配置量(*HRS*)。表9列(2)显示, $CR \times HRS$ 的回归系数为正,在10%水平上显著,验证了前文推论。

(3) 供应链持股。供应链持股通过降低供应链伙伴间信息不对称和提升互信程度,加强供应链伙伴间合作关系^[38],能够对极端气候引致的供应链断裂风险发挥治理作用。本文借鉴胡海峰等(2024)^[38]的研究,使用企业前十大股东中包含的前五大供应商或客户的持股比例衡量供应链持股(*SCS*)。表9列(3)显示, $CR \times SCS$ 的回归系数为正,在1%水平上显著,验证了前文推论。

表 10 地区层面应对机制分析结果

变量	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CR</i>	-0.104 5** (-2.18)	-0.062 2** (-2.11)	-0.054 2** (-2.46)	-0.034 5* (-1.79)
<i>LOAN</i>	0.568 2* (1.71)	—	—	—
<i>CR×LOAN</i>	0.131 4*** (2.75)	—	—	—
<i>HMAR</i>	—	-0.056 2** (-2.37)	—	—
<i>CR×HMAR</i>	—	0.007 1** (2.20)	—	—
<i>CL</i>	—	—	0.365 6** (2.07)	—
<i>CR×CL</i>	—	—	0.097 8* (1.74)	—
<i>DIG</i>	—	—	—	75.637 8* (1.85)
<i>CR×DIG</i>	—	—	—	15.091 3*** (2.76)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-4.601 0*** (-7.85)	-4.785 9*** (-9.55)	-4.836 3*** (-10.63)	-5.703 4*** (-10.25)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_ R ²	0.189 4	0.190 2	0.190 2	0.187 5
样本量	29 854	29 713	29 713	23 351

(4) 企业战略联盟。企业战略联盟为极端气候冲击下维系技术交流、促进绿色创新提供了重要替代机制。战略联盟通过结构化的合作关系与制度安排,使企业得以在相对稳定的平台中共享信息、交换知识^[39]。即便外部环境不利,企

业仍可借助联盟网络获取所需知识资源与技术支撑,从而填补极端气候造成的技术交流缺口。本文借鉴黄勃等(2022)^[39]的方法测度企业战略联盟(*SA*),若企业在样本年度与其他公司成立了战略联盟或仍处于战略联盟合作期限内,则

SA 设置为 1, 否则设置为 0。表 9 列(4) 显示, $CR \times SA$ 的回归系数为正, 在 1% 水平上显著, 验证了前文推论。

2. 地区层面应对机制

(1) 地区绿色信贷水平。在绿色信贷水平较高的地区, 企业更容易通过市场机制获得绿色资金支持, 利于抵御极端气候引致的融资约束问题, 进而缓解极端气候对企业绿色创新的抑制作用。本文借鉴谢婷婷和刘锦华(2019)^[40] 的研究, 选取各省六大高耗能产业利息支出占工业产业利息总支出的比率作为反向指标来衡量地区绿色信贷水平($LOAN$)。表 10 列(1) 显示, $CR \times LOAN$ 的回归系数为正, 在 1% 水平上显著, 验证了前文推论。

(2) 地区人力市场发育水平。在人力市场发育水平高的地区, 企业招聘成本较低、劳动配置更为灵活, 人力资源获取与调整的市场机制更加高效, 利于缓解极端气候为企业绿色创新带来的人才流失困境。本文借鉴田永坡(2022)^[41] 的研究, 使用私营加个体就业人数占当地城镇单位就业总人数的比值($HMAR$) 衡量地区人力市场发育水平。表 10 列(2) 显示, $CR \times HMAR$ 的回归系数为正, 且在 5% 水平上显著, 验证了前文推论。

(3) 链长制度。链长制度能够通过稳固供应链上下游供需关系, 降低企业研发不确定性, 促进企业创新^[42]。本文据此推断, 链长制度能够有效降低极端气候冲击下企业供应链断裂风险, 推动企业绿色创新。为此, 借鉴詹新宇和梁蓝心(2024)^[42] 的研究, 本文使用样本企业所在城市是否实施链长制政策来衡量链长制度(CL), 若样本企业所在城市实施链长制政策, 则实施当年及以后年份 CL 设置为 1, 否则为 0。表 10 列(3) 显示, $CR \times CL$ 的回归系数为正, 且在 10% 水平上显著, 验证了前文推论。

(4) 数字基础设施建设。已有研究发现, 数字基础设施建设可深化物联网、云计算在绿色技术研发领域的应用, 打破绿色技术交易与共享的

时空局限, 提升绿色技术创新主体间信息与知识传播速率, 利于缓解极端气候冲击下企业绿色创新面临的技术闭塞困境。本文借鉴钞小静等(2021)^[43] 的研究, 使用样本企业所在城市政府工作报告中与数字基础设施建设相关词汇数量与总词汇数量的比值作为地区数字基础设施建设水平(DIG) 的衡量指标。表 10 列(4) 显示, $CR \times DIG$ 的回归系数为正, 且在 1% 水平上显著, 验证了前文推论。

(四) 经济后果检验

1. 对资本市场反馈的影响

企业绿色创新能力的提升能够让企业树立良好的绿色形象, 为投资者构建良好的发展前景, 获得较高的资本市场关注度。与此同时, 由于极端气候极易给企业带来经营风险, 因而投资者的关注度同样会受到极端气候的影响, 如 Krutli 等(2025)^[44] 发现, 企业所在地遭受极端气候时, 股票波动性会大幅提升。那么, 当企业面临较高的极端气候, 却降低自身绿色创新水平时, 资本市场会给予怎样的反馈?

借鉴李博阳等(2024)^[45] 的研究, 分别采用考虑和不考虑现金红利再投资的年个股回报率($Return1$ 和 $Return2$) 衡量股票收益率。回归结果如表 11 所示。列(1) 和列(3) 结果显示, GI 的回归系数为正, 且在 10% 的水平上显著, 说明企业绿色创新能够提高企业股票收益率。列(2) 和列(4) 结果显示, $GI \times CR$ 回归系数均为负, 在 5% 水平上显著, 说明极端气候在抑制企业绿色创新后会招致资本市场的负向反馈, 降低了股票收益率。

2. 对企业长期竞争力的影响

企业绿色创新能够通过提高企业环境绩效并梳理绿色形象, 利于提高企业长期竞争力。一方面, 企业绿色创新带来的技术进步能够提高要素利用率, 促进资源实现集约化和循环化利用, 进而提高企业 ESG 表现; 另一方面, 企业进行绿色创新是其承担社会责任的表现, 有利于其树立有责任、有担当的良好形象, 从而帮助企业获取

更多市场份额。那么,极端气候抑制企业绿色创新后,是否会对企业长期竞争力产生不利影响?

本文分别采用企业 ESG 表现(*ESG*)和市场份额(*Marsha*)衡量企业环境绩效与市场绩效,*ESG*和*Marsha*越大,说明企业长期竞争力越强。回归结果如表 12 所示。列(1)和列(3)展示了企业绿色创新对企业 ESG 表现和市场份额的回归结果,*GI* 的回归系数均为正,且至少在 5%的

水平上显著,说明企业绿色创新能够提高长期竞争力。列(2)和列(4)则展示了极端气候在抑制绿色创新后对企业长期竞争力的影响,*GI*×*CR* 回归系数均为负,且至少在 10%水平上显著,说明极端气候在抑制企业绿色创新后会抑制企业 ESG 表现并减少市场份额,降低了企业长期竞争力。

表 11 经济后果检验结果 I

变量	<i>Return1</i>	<i>Return1</i>	<i>Return2</i>	<i>Return2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>GI</i>	0.005 2* (1.78)	0.124 5** (2.10)	0.004 5* (1.87)	0.124 3** (-2.10)
<i>CR</i>	—	-0.022 4** (-2.23)	—	-0.021 1* (-1.88)
<i>GI</i> × <i>CR</i>	—	-0.028 9** (-2.20)	—	-0.029 2** (-2.20)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.253 2*** (3.18)	0.153 5 (1.35)	0.253 7*** (3.20)	0.158 2 (1.40)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_ R ²	0.503 3	0.503 3	0.503 6	0.503 6
样本量	28 170	28 170	28 170	28 170

表 12 经济后果检验结果 II

变量	<i>ESG</i>	<i>ESG</i>	<i>Marsha</i>	<i>Marsha</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>GI</i>	0.591 2*** (10.09)	2.071 3*** (2.66)	0.002 1** (2.29)	0.002 4** (2.12)
<i>CR</i>	—	-1.230 8*** (-6.20)	—	-0.004 5* (-1.80)
<i>GI</i> × <i>CR</i>	—	-0.330 2* (-1.93)	—	-0.001 3** (-2.26)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	39.446 1*** (24.93)	34.071 0*** (19.05)	-0.293 3*** (-8.33)	-0.272 7*** (-7.52)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_ R ²	0.205 7	0.206 9	0.356 7	0.356 7
样本量	29 854	29 854	29 854	29 854

七、结论与启示

本文基于企业绿色创新的视角,以 2009—2023 年 A 股上市公司为研究对象,探讨极端气候冲击下企业绿色创新的现实困境、作用场景、治理机制和经济后果,所得结论如下:极端气候会加剧企业融资约束、人才流失、供应链断裂以及技术闭塞等多重困境,进而抑制企业绿色创新;作用场景分析发现,这一抑制作用在经济下行期、中西部地区以及重污染行业企业更为显著;应对机制分析发现,企业增加财务和人力资源储备、供应链持股以及加入战略联盟,政府增加地区绿色信贷、推动劳动力市场发育、实施链长制度以及加快数字基础设施建设能够缓解极端气候对企业绿色创新的负面影响;经济后果分析发现,极端气候对绿色创新的抑制作用会降低企业的资本市场反馈和长期竞争力。

基于上述研究结论,本文得出的政策建议如下。对于企业而言,应主动提升对极端气候的识别与管理能力,将气候因素纳入战略决策体系。一方面,企业应优化资本结构,增强内源融资能力,如通过提升运营效率、压缩非必要开支积累绿色创新资金池。另一方面,应通过加强人力资源管理,完善高管与员工激励机制,稳定关键人才队伍。此外,企业可通过建立极端气候应对预案、加强环境信息披露、参与碳市场交易等方式,降低极端气候带来的不确定性,增强绿色创新的韧性与可持续性。对于政府而言,应完善气候金融支持体系,降低企业绿色创新的融资门槛。具体可通过设立绿色信贷贴息、绿色债券担保机制和绿色风险补偿基金等方式,引导金融资源向绿色创新倾斜。同时,应加强区域金融市场和人力市场建设,尤其是在中西部和资源依赖型地区,提升企业应对极端气候的能力。此外,政府还应完善环境政策的透明度和稳定性,减少制度不确

定性,增强企业长期绿色创新的预期收益。

参考文献

- [1] BATTISTON S, DAFERMOS Y, MONASTEROLO I. Climate risks and financial stability [J]. Journal of Financial Stability, 2021(54):100867.
- [2] 苏伟洲,邓海洋,郭四代. 气候风险对企业真实盈余管理程度的影响及作用机制研究——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 贵州财经大学学报, 2025(4):71-81.
- [3] 顾乃康,邱奇唯,罗燕. 企业气候风险与现金持有水平——来自投资者互动平台的经验证据[J]. 证券市场导报, 2025(5):3-15.
- [4] 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.
- [5] 温磊. 气候风险与企业绿色创新[J]. 云南财经大学学报, 2024, 40(5):69-83.
- [6] 卢洪友,文洁,许文立. 气候变化对中国人口流动的效应研究[J]. 湖北社会科学, 2017(2):77-84.
- [7] 夏晖,陈曦,闻月. 政策视角下转型气候风险对能源企业碳排放效率的影响[J]. 中国软科学, 2024(S1):118-124.
- [8] HUANG H, KERSTEIN J, WANG C. The impact of climate risk on firm performance and financing choices: an international comparison [J]. Journal of International Business Studies, 2018(49):633-656.
- [9] 刘博,刘振. 环境保护税法与企业绿色创新——基于环境合法性和资源获取的链式中介模型[J]. 研究与发展管理, 2024, 36(4):113-127.
- [10] 房巧玲,张雨菡. 国家审计信息化与国有企业绿色创新——基于审计信息化专门机构成立的准自然实验[J]. 审计研究, 2024(4):30-42.
- [11] 舒家先,杨宇翔. 金融科技“赋能”企业绿色创新[J]. 财贸研究, 2025, 36(3):71-85.
- [12] 韩少真,王超凡,张涵诗,等. 智能制造促进企业绿色创新——基于外部压力与支持的调节效应分析[J]. 管理学报, 2025, 38(2):114-133.
- [13] XU C, SIN G, KONG T. The impact of digital transfor-

- mation on enterprise green innovation [J]. International Review of Economics & Finance, 2024(90):1-12.
- [14] 张勇,殷健. 供应链客户稳定度对企业绿色创新的促进效应研究[J]. 会计与经济研究, 2025, 39(1): 136-159.
- [15] BERKMAN H, JONA J, SODERSTROM N S. Firm-specific climate risk and market valuation [J]. Accounting, Organizations and Society, 2024, 112:101547.
- [16] 陈国进,王佳琪,赵向琴. 气候转型风险对企业违约率的影响[J]. 管理科学, 2023, 36(3):144-159.
- [17] 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.
- [18] 杜剑,徐筱莼,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.
- [19] 何志扬,张梦佳. 气候变化影响下的气候移民人力资本损失与重构——以宁夏中南部干旱地区为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(12): 109-116.
- [20] 罗进辉,刘海潮,巫奕龙. 高管团队稳定性与公司创新投入:有恒产者有恒心[J]. 南开管理评论, 2023, 26(6):159-168.
- [21] PANKRATZ N, SCHILLER C. Climate change and adaptation in global supply-chain networks; SSRN, 2021 [R]. [S.l.:s.n.], 2021.
- [22] 梁丽娜,于渤. 技术流动、创新网络对区域创新能力的影响研究[J]. 科研管理, 2021, 42(10):48-55.
- [23] 胡爱军,李宁,史培军,等. 极端天气事件导致基础设施破坏间接经济损失评估[J]. 经济地理, 2009, 29(4):529-534.
- [24] 王玉涛,李杰,叶康涛. 极端天气事件、气候关注与企业绿色创新[J]. 经济管理, 2025, 47(5):65-86.
- [25] 李雅婷,李自杰. 环境司法专门化与企业绿色创新——基于环保法庭的经验证据[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2024, 26(3):55-66.
- [26] PRAHALAD C K, HAMEL G. The core competence of the corporation [M]//Knowledge and strategy. Routledge, 2009:41-59.
- [27] 韩忠雪,李笑笑. 产业政策、媒体监督与企业 ESG 表现[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2024(3):45-63.
- [28] 潘玉坤,郭萌萌. 空气污染压力下的企业 ESG 表现[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 112-132.
- [29] 孙瑾,陈晨,陆娟. 资源稀缺对消费者绿色产品偏好的影响研究[J]. 外国经济与管理, 2023, 45(2): 82-99.
- [30] 刘啟仁,袁劲,黄建忠,等. 产品竞争模式、税收调整与企业核心竞争力[J]. 世界经济, 2023, 46(2): 159-182.
- [31] 刘振,刘博,尚智沛. 环境保护税法影响企业绿色创新的机制研究[J]. 科研管理, 2025, 46(6): 187-197.
- [32] 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.
- [33] WANG L, DAI Y H, KONG D M. Air pollution and employee treatment [J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 70:102067.
- [34] 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.
- [35] 张兆国,曹丹婷,张弛. 高管团队稳定性会影响企业技术创新绩效吗——基于薪酬激励和社会关系的调节作用研究[J]. 会计研究, 2018(12):48-55.
- [36] 步丹璐,白晓丹. 员工薪酬、薪酬差距和员工离职[J]. 中国经济问题, 2013(1):100-108.
- [37] 刘东坡. 经济周期波动对信用评级行为的影响——来自中国债券市场的经验证据[J]. 统计与决策, 2024, 40(17):150-155.
- [38] 胡海峰,白宗航,王爱萍. 供应链持股与企业高质量发展——基于全要素生产率视角[J]. 中国工业经济, 2024(9):137-155.
- [39] 黄勃,李海彤,江萍,等. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. 管理世界, 2022, 38(10): 195-212.
- [40] 谢婷婷,刘锦华. 绿色信贷如何影响中国绿色经济增长? [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(9): 83-90.

- [41] 田永坡. 人力资本、劳动力市场与创新产出——基于门槛效应分析的视角[J]. 宏观经济研究, 2022(12): 54-66.
- [42] 詹新宇, 梁蓝心. 链长制如何“链”出企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2024(11): 137-155.
- [43] 钞小静, 廉园梅, 罗鑒镨. 新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响[J]. 财贸研究, 2021, 32(10): 1-13.
- [44] KRUTTLI M S, TRAN B R, WATUGALA S W. Pricing poseidon: extreme weather uncertainty and firm return dynamics [J]. The Journal of Finance, 2025, 80(2): 783-832.
- [45] 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.

Extreme Climate and Green Innovation of Enterprises: Practical Predicaments and Response Mechanisms

WANG Ying^{1,2}, WANG Hao-yu², JIN Yu³

(1. School of Marxism, Hohai University, Nanjing 210024, China;

2. School of Accounting, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

3. School of Accounting, Tianjin University of Finance and Economics,
Tianjin 300222, China)

Abstract: With the increase in global temperature and the frequent occurrence of meteorological disasters, how enterprises can effectively respond to extreme climate has become a hot topic of concern in both the academic and practical fields. Based on the perspective of enterprise green innovation, this paper takes A-share listed companies from 2009 to 2023 as the research object to explore the practical predicaments and response mechanisms of enterprise green innovation under the impact of extreme climate. It is found that extreme climate exacerbates multiple predicaments for enterprises, such as financing constraints, brain drain, supply chain disruptions, and technological isolation, thereby inhibiting enterprises' green innovation. Analysis of application scenarios reveals that this inhibitory effect is more pronounced for enterprises during economic downturns, in the central and western regions, and in heavily polluting industries. Analysis of response mechanisms shows that increasing financial and human resource reserves, holding supply chain shares, and joining strategic alliances by enterprises; as well as increasing regional green credit, promoting labor market development, implementing chain leader system, and accelerating digital infrastructure construction by the government, can alleviate the negative impact of extreme climate on enterprises' green innovation. Analysis of economic consequences indicates that the inhibitory effect of extreme climate on green innovation can reduce enterprises' capital market feedback and long-term competitiveness. From the perspective of green innovation, this paper expands the research on the microeconomic consequences of extreme climate and provides practical evidence for enterprises to better respond to extreme climate.

Key words: extreme climate; enterprise green innovation; practical predicaments; response mechanisms

责任编辑 关筱谨