

# 气候风险对企业绿色技术创新影响研究

张积祥，吴津津

(辽宁工程技术大学 工商管理学院，兴城市 125105)

**摘要：**本文聚焦于气候风险对企业绿色技术创新的影响，选取2014至2023年A股上市公司数据，运用双向固定效应模型，进行实证分析。研究发现，气候风险对企业绿色技术创新具有显著的促进作用，且这种影响在不同行业和产品性质下存在异质性，数字化转型和ESG表现均在气候风险与企业绿色技术创新之间发挥了部分中介作用，根据理论综述及实证结果，得出结论并提出政策建议。

**关键词：**气候风险；绿色技术创新；数字化转型；ESG表现

**中图分类号：**F279.23

## Research on the impact of climate risk on enterprise green technology innovation

Zhang Jixiang, Wu jinjin

(Liaoning Technical University, Faculty of Business Administration, Xingcheng City 125105)

**Abstract:**This paper focuses on the impact of climate risk on corporate green technology innovation, selects the data of A-share listed companies from 2014 to 2023, and uses a two-way fixed effect model to conduct an empirical analysis. The study finds that climate risk has a significant role in promoting corporate green technology innovation, and this impact is heterogeneous in different industries and product natures, and digital transformation and ESG performance play a partial mediating role between climate risk and corporate green technology innovation.

**Keywords:** climate risk; green technology innovation; digital transformation; ESG performance

### 0 引言

党的二十大报告明确提出“统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化”的战略部署，为中国迈向人与自然和谐共生的现代化进程指明了方向，推动企业向绿色低碳模式转型。2024 年，党的二十届三中全会《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》将健全绿色低碳发展机制作为深化生态文明体制改革的重要任务，强调要积极应对气候变化，首次在党的文件中提出完善适应气候变化工作体系，充分体现出我国减缓与适应并重的应对气候变化工作格局。企业作为经济活动的主要参与者，企业的应对策略和行动对于实现国家的碳中和目标至关重要。

全球气候变化导致的极端天气事件愈加频繁且强度增加，这种变化对人类社会和经济活动的影响程度也逐渐上升，气候变化风险对环境有很大的影响，对经济和社会方面也有影响。对于企业而言，气候变化风险已经成为企业运营和发展过程中不可忽视的因素，企业通过绿色创新这个方法不仅可以实现降低碳排放、提高资源利用效率，实现有效应对气候风险带来的危机，还能在激烈的市场竞争中获得机遇。气候风险对企业来讲，既是生存的难题，也是转型的机会。企业发展低碳技术、优化能源结构等绿色技术创新行为，这些行为既能降低气候风险敞口，又能通过抢占新兴市场实现价值跃升，另一方面，气候风险为企业带来风险的同时，也为企业带来绿色创新和技术升级的机会。这帮助企业全面地认识和理解气候风

**作者简介：**张积祥（2002），男，金融

**通信联系人：**吴津津（1979），男，讲师，金融. E-mail: wujinjin@lntu.edu.cn

险带来的机遇和挑战,还制定更科学的风险管理策略和为企业在绿色转型的道路上提供了有力的理论支持。

## 1 文献综述与评述

### 1.1 文献综述

现有文献主要从气候风险的直接影响和间接影响等方面来研究气候风险是如何影响企业绿色技术创新。温磊(2024)指出,气候风险不仅会通过自然灾害、极端天气等直接因素对企业的生产链产生影响,气候风险还会通过政策法规的强化来间接地推动企业绿色技术创新的研发<sup>[1]</sup>。Benmelech,E 等(2015)指出气候风险为带来企业风险的同时,也为企业带来绿色创新和技术升级的机会<sup>[2]</sup>。Binli 等(2023)指出极端天气事件,如洪涝、干旱等导致了企业资源损耗与供应链中断,短期内抑制企业的创新投入,但长期企业可能通过风险适应机制<sup>[3]</sup>。Kraehnert K 等(2021)的研究表明了极端天气事件保险的重要性,间接地支持了气候风险管理对企业稳定运营的,气候风险已经成为了企业绿色技术创新的主要驱动力<sup>[4]</sup>。张娜等(2024)发现气候政策的不确定性会促使企业增加研发投入来应对环境规制压力,来提升绿色创新水平<sup>[5]</sup>。在对企业的影响方面,Jens Horbach 等(2025)指出气候变化对企业创新的影响,提供了气候风险与绿色创新关系的新视角<sup>[6]</sup>。田鸣等(2024)指出气候变化所带来的风险推动了企业开展绿色创新,这些挑战显著提升了企业的可持续发展绩效<sup>[7]</sup>。杜剑等(2023)指出气候风险的披露显著提高了企业权益资本的成本,这反映了市场对此类风险的关注<sup>[8]</sup>。

任晓刚等(2024)在研究中指出增强绿色技术创新能力和水平是加快绿色转型发展的关键、提出健全基础投入机制和加强基础研究平台建设等提升路径<sup>[9]</sup>。Wenbin PENG 等(2025)研究发现城市绿色创新的发展受到多种因素的共同影响,包括政策导向、经济发展水平和科技创新能力等<sup>[10]</sup>。陈国进等(2023)指出企业通过绿色技术创新实现了企业的合规性与竞争力提升,研究发现转型风险对绿色专利申请量具有显著正向影响<sup>[11]</sup>。Chi-Chuan Lee 等(2024)指出绿色金融通过技术创新效应促进企业的能源转型<sup>[12]</sup>。Gao,x 等(2024)指出主动的绿色过程创新同时增强短期和长期气候韧性,而产品创新仅提升长期韧性<sup>[13]</sup>。于孝建等(2021)指出金融机构在气候风险管理中扮演关键角色<sup>[14]</sup>。汪顺等(2024)指出气候政策的不确定性抑制了企业绿色技术创新,主要方法是加剧融资约束、降低管理层风险偏好、弱化环境规制这三条路径<sup>[15]</sup>。

### 1.2 文献评述

通过对文献的回顾,可以看出关于气候风险的研究成果很丰富,而绿色技术创新也引发了学者们的广泛讨论,其中涉及到众多影响绿色技术创新的因素。然而,关于气候风险与企业绿色技术创新之间的关联,学术界却存在两种不同的声音。

很多研究指出了气候风险对企业经济后果的影响,比如气候风险对权益资本成本、违约率等因素的影响。有的研究指出了空气污染等环境因素促使了企业进行绿色创新,不过气候风险对企业绿色技术创新的影响研究还需要完善。尽管已有的研究已经取得了显著的进展,但仍有诸多疑问等待探讨。首先,过往的研究对于气候风险对企业绿色技术创新之间的关系并未给予足够的关注,忽略了气候风险作为外部力量在企业的绿色技术创新中的潜在作用。因此,本文将深入探究气候风险与企业绿色技术创新之间的内在联系。同时,在不同的

80 情况下,气候风险与企业绿色技术创新的影响可能存在差异,这同样是本文需要深入研究的问题。通过理论和实证分析,本文将对此进行深入研究。

## 2 概念界定

### 2.1 气候风险相关概念

85 气候变化已经成为全人类面临的重要挑战,由气候变化引起的相关金融风险主要包括物理风险和转型风险,气候风险的演变过程既包含自然气候变化的长期规律,也涉及人类活动加剧后的风险叠加与治理升级。目前,气候风险研究的主流做法是将气候风险的分类分为物理风险和转型风险,其中物理风险还分为严重风险和慢性风险,学术界从不同视角对气候风险进行了界定。

90 气候风险是指极端天气、自然灾害、全球变暖等气候因素和社会向可持续发展转型对经济金融活动带来的不确定性。按照其特性和传导机制,本文将气候风险分为两大类:物理风险和转型风险。物理风险是由于气候变化导致的极端天气和自然灾害引起的经济损失,其中物理风险包括由于高温、地震、洪灾、山火等突发性灾害引起的严重风险,又包括多雨、高湿高寒等长期、渐进性的慢性风险,转型风险是指社会向低碳经济和零排放过程中转型时伴随的政策成本和市场运营方面的风险。很多文献从环境规制,比如碳税、补贴等视角去看待绿色创新驱动因素。不仅如此,通过将气候风险作为独立变量,探究其通过“压力-响应”  
95 机制促进绿色创新的内在逻辑关系。

### 2.2 绿色技术创新相关概念

100 绿色技术创新是指以生态保护和可持续发展为导向,开发新技术、新工艺或新产品,实现资源高效利用、减少环境污染和生态破坏的技术创新活动。绿色技术创新核心目标是协调经济、社会与环境的平衡和贯穿产品全生命周期,最终达到“生态效益最大化”与“环境成本最小化”。

105 绿色技术创新包括污染控制技术、循环再生技术、生态工艺和绿色产品等,覆盖能源、制造、交通、农业等多个领域。绿色技术创新除技术本身外,绿色技术创新还涉及绿色供应链管理、环境成本核算、ESG 评价体系等制度性变革。绿色技术创新遵循生态规律,强调技术系统与自然系统的兼容性,许多企业使用可再生能源替代化石能源,或者使用生物降解技术减少塑料污染,一些绿色企业从产品设计阶段即考虑环境影响,采用模块化设计延长使用寿命和逆向物流实现废弃产品回收再利用。绿色技术创新常与数字化技术结合,使用大数据监测碳排放和利用区块链追踪供应链的可持续性。绿色技术是环保手段,也是经济增长新引擎,企业使用新能源技术推动产业升级,碳捕集技术创造新市场机会。

## 3 机制分析与实证分析

### 3.1 机制分析

#### 3.1.1 直接影响机制

气候风险通过自身变化所带来的挑战和机遇,他们作为一股重要的外部力量,不仅能

够补充企业决策策略的不足，还能促进企业的技术创新。这种动力背后的逻辑包括环境压力与合规需求、市场需求与消费者偏好、资源约束与成本节约、风险管理与企业韧性以及政策引导与激励等多个方面。这些因素相互作用、共同推动企业在绿色技术创新领域取得不断进展。

气候风险如极端天气事件和自然灾害可能对企业的运营和供应链造成重大影响<sup>[39]</sup>。随着全球气候变化的严峻性日益凸显，各国政府纷纷出台了一系列应对气候变化的政策和法规，如碳排放限制、绿色税收政策以及环保标准等。这些政策和法规的出台，不仅增加了企业的运营成本，也促使企业为了满足合规要求而加大绿色技术创新的投入。企业通过研发和应用节能减排技术、开发可再生能源等绿色创新技术，以降低自身的碳排放和环境污染，从而符合政策法规的要求，避免可能的罚款和制裁。

近年来，随着环境保护的日益严格，公众对环境的关注度越来越高，并通过各种渠道表达环境诉求，参与环境治理<sup>[40]</sup>。随着消费者环保意识的提高，越来越多的消费者倾向于购买绿色、环保的产品和服务。这种市场需求的转变促使企业为了保持市场竞争力而加大绿色技术创新的力度。企业通过研发和生产绿色产品，不仅能够满足消费者的环保需求，还能够提升企业的品牌形象和市场占有率。

气候变化导致的资源短缺和价格波动迫使企业寻求更高效、更节约资源的生产方式。绿色技术创新成为企业降低生产成本、提高资源利用效率的重要途径。企业可以通过研发节水技术、提高能源利用效率等技术手段，来应对资源约束带来的挑战。气候风险对企业运营构成了严重威胁。为了增强企业的抗风险能力和韧性，企业倾向于通过绿色技术创新来构建更加灵活、可持续的运营模式。例如，企业可以研发和应用灾害预警系统、优化供应链管理等技术手段，以降低气候风险对企业运营的影响。据此，提出研究假设 1。

研究假设 1：气候风险对企业绿色技术创新存在正向影响。

### 3.1.2 间接影响机制

数字化转型是重要传导路径。气候风险让企业改进资源配置和提升环境责任，推动绿色创新。数字化转型这种路径不仅优化了资源配置还提升管理效率和技术创新能力，显著促进企业绿色技术转型。Warner,K.S 等(2019)指出数字化转型的动态能力构建，数字化转型作为气候风险影响企业的机制为研究提供了理论基础<sup>[16]</sup>。肖土盛等(2022)提出，数字化转型通过人力资本结构调整，如引入绿色技术人才等方法来提升劳动收入份额会间接地推动绿色创新<sup>[17]</sup>。Vial(2019)发现数字技术可以实时监测碳排放数据，为绿色创新提供精准决策支持。德国工业 4.0 使用智能制造实现了资源高效利用，中国绿色制造示范区通过政策与数字技术结合推动了绿色技术落地<sup>[18]</sup>。企业通过数字化工具建立环境数据系统，增强绿色创新能力和绿色供应链管理，例如德力西电气零碳工厂等企业与数字化平台结合，减少了碳排放。江永红等(2023)指出数字化转型对经济增长与生态环境协调发展的驱动作用，数字化转型在提升资源利用效率和减少环境污染等方面具有潜力<sup>[19]</sup>。赵宸宇等(2021)指出数字化转型对企业全要素生产率的影响，数字化转型已经成为制造业企业高质量发展的重要路径<sup>[20]</sup>。企业建立数字化转型指数后，发现数字化转型显著提高了企业的全要素生产率，并根据微观特征和外部宏观环境的异质性影响，了解到知识产权保护和服务业开放度对数字化转型的重要性。据此，提出本文的假设 2-1。

假设 2-1：数字化转型对气候风险和企业绿色技术创新具有正向影响。



ESG 表现作为企业绿色技术创新的重要因素之一。张瑞琛等(2023)发现, 网络平台互动, 如社交媒体披露等方法通过提升企业 ESG 透明度, 增强投资者的信心来推动绿色研发投入<sup>[21]</sup>。Amore,M.D 等人(2016)指出公司治理与绿色创新之间的关系, 将 ESG 表现作为中介变量这一做法为研究提供了理论支持<sup>[22]</sup>。Dyck 等人(2019)指出机构投资者通过企业的 ESG 投资偏好来加强企业的绿色创新, 这一现象在环境敏感型行业, 例如能源和制造业等行业中十分明显<sup>[23]</sup>。Flammer,C 等人(2021)通过研究公司治理与绿色创新之间的关系, 这一研究为 ESG 表现作为中介变量的相关研究提供了有力支持<sup>[24]</sup>。郭雳等(2023)研究了 ESG 趋势对公司治理现代化的影响, 强调 ESG 在提升企业社会责任和可持续发展方面具有重要的作用<sup>[25]</sup>。Lins 等(2017)指出社会责任在金融危机期间对企业绩效具有保护作用, 间接地支持了 ESG 在风险环境中的价值<sup>[26]</sup>。齐丽云等(2023)提出, 高管团队的异质性能够提升 ESG 战略决策的质量, 这种方法促进了绿色创新绩效的提升<sup>[27]</sup>。据此, 提出本文的假设 2-2。

假设 2-2: ESG 表现对气候风险和企业绿色技术创新具有正向影响。

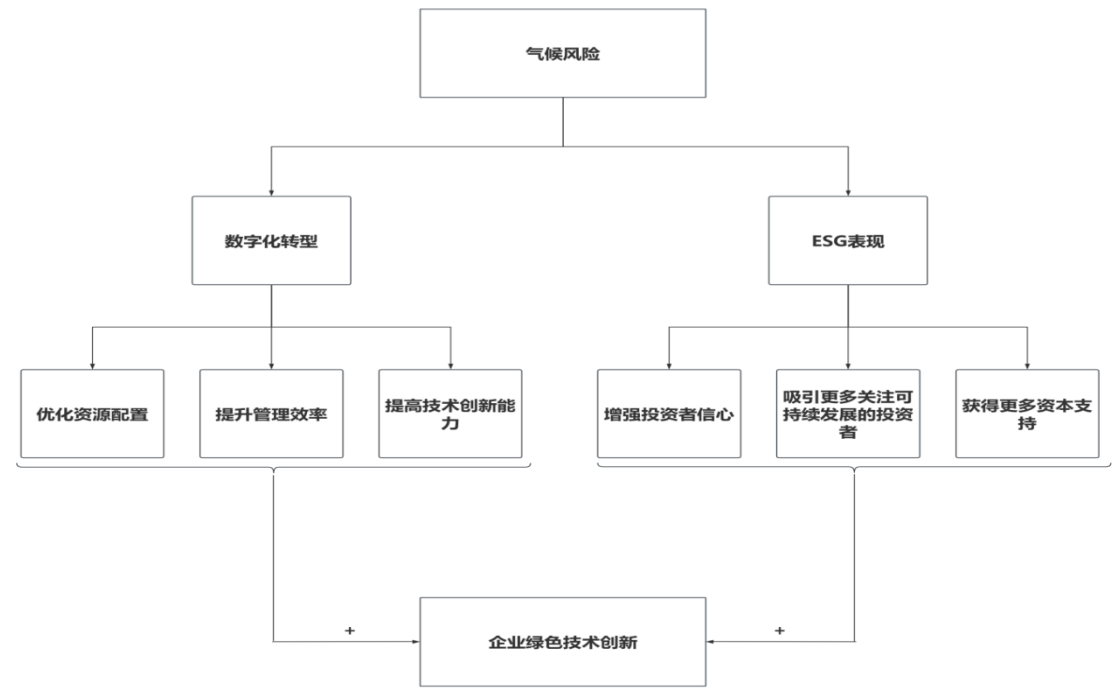


图 1 气候风险对企业绿色技术创新的间接影响效应

Fig. 1 The indirect impact of climate risk on corporate green technology innovation

3.2 变量选取与模型设定

3.2.1 变量选取

1) 被解释变量

被解释变量为企业绿色技术创新。对于企业绿色创新技术水平的量化, 参考刘亦文<sup>[28]</sup>等的研究, 采用绿色专利申请总量加 1 的自然对数来衡量企业绿色创新。专利申请数量是衡量企业技术创新能力的重要指标之一, 它反映了企业在技术研发方面的活跃度和成果产出。并且, 作者采用企业获得的绿色专利总量加 1 的自然对数进行稳健性检验。

2) 解释变量

175 解释变量为气候风险。在量化气候风险时，参考了杜剑的做法，采用年报中气候风险关键词词数与年报总词数的比值来衡量气候风险，并将其乘以 100。

3) 控制变量

180 选取如下控制变量，企业规模(Size)较大的企业可能具备更为健全的内部控制和风险管理框架，这在某种程度上影响着企业的绿色技术创新。上市年龄(Age)较长的公司可能更为成熟，其管理与财务体系也更为完善，促进企业绿色技术创新。企业的资产负债率(Lev)若  
185 过高，则可能面临巨大的财务压力，从而增加气候风险所带来的压力。企业成长性(Growth)强的公司往往预期盈利能力较高，财务状况更为健康，促进企业绿色技术创新。董事会规模(Board)反映了公司治理的复杂性和监督的有效性。适当规模的董事会有助于更有效的决策和监督，促进企业绿色技术创新。独立董事比例(Indep)高的公司通常具有更强的监督和治理  
190 能力，有助于减少管理层的机会主义行为，促进企业绿色技术创新。股权制衡度(Top1)是第一大股东持股比例高可能导致公司治理中出现“一股独大”的问题，影响公司决策的客观性和透明度，从而影响绿色技术创新。审计质量(Opinion)具有相关性、数据可操作性及文献继承性。尽管存在简化度量的局限，但在多数研究中，这种分类方法能够有效控制审计质量对研究结果的潜在干扰，尤其是当研究主题涉及财务信息可信度、外部监督压力等机制时。托宾Q(Tobin Q)比率高的公司通常被认为具有良好的增长前景，促进企业绿色技术创新。此外，  
195 为了更准确地评估各因素对研究结果的影响，还控制了时间固定效应和行业固定效应，以确保研究结果的稳健性。上述变量的具体定义如表 2 所示。本文采用 Stata17 软件进行实证分析，变量的描述性统计分析详见表 3。

表 2 变量定义表

195 Tab. 2 Variable Definition

变量性质	变量名称	符号	变量描述
被解释变量	企业绿色技术创新	GI	绿色专利申请总量+1 的自然对数
解释变量	气候风险	CR	气候风险关键词次数/年报总次数×100
控制变量	企业规模	Size	资产总计的自然对数
	上市年龄	Age	企业成立年限的自然对数
	独董占比	Indep	独立董事人数/董事总人数
	董事会规模	Board	董事会成员人数的自然对数
	托宾 Q	TobinQ	市值/总资产
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	企业成长性	Growth	营业收入增长率
	股权制衡度	Top1	第一大股东持股比例
	审计质量	Opinion	若由“四大”进行审计，赋值为 1，否则为 0

表 3 描述性分析

Tab.3 Descriptive Statistics

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
CR	30052	.197	.204	.025	1.179
GI	30052	.37	.78	0	3.689
Size	30052	22.336	1.298	19.998	26.37
Age	30052	2.014	.967	0	3.367
Lev	30052	.418	.199	.061	.886
Boa	30052	2.105	0.198	1.098	2.89
Indep	30052	.378	.054	.333	.571

通过观察描述性统计分析的结果，气候风险(CR)均值为 0.197，最小值为 0.025，最大值为 1.179，研究结果显示企业气候风险整体水平较低，但个体具有显著差异，最大值 1.179 表明少数企业面临极高气候风险。绿色创新(GI)均值为 0.37，最小值为 0，最大值为 3.689，研究结果显示企业绿色技术创新水平具有较大差异，部分企业绿色技术创新水平相对较低，且呈现右偏分布，说明少数企业绿色创新成果显著，而多数企业投入不足。研究发现企业气候风险与绿色创新水平均呈现“低均值-高离散”特征，说明行业异质性显著。气候风险水平呈现出逐年增加的趋势，样本企业绿色技术创新水平整体也呈现出上升的趋势，说明企业绿色技术创新水平存在一定的相关性，不同企业之间还存在着较大的差异。其他控制变量的描述性统计结果与既有研究保持一致，均处于合理区间内。

3.2.2 模型设定

由于经济环境、市场情绪、政策变化等因素会随时间而变化，这些因素可能对企业绿色技术创新产生影响。而固定时间效应可以排除这些随时间变化的因素对模型估计的影响，确保观察到的是气候风险对企业绿色技术创新的净效应。同时，不同行业面临的绿色技术创新可能存在系统性差异，这些差异可能源于行业特定的经营模式、市场竞争状况、技术变革等因素。固定行业效应可以消除这些行业特定因素的影响，使得估计结果更加纯粹地反映气候风险的作用。

结合上节对模型的分析，对双向固定效应模型做基准回归分析，检验气候风险对企业绿色技术创新的直接影响效应，模型如 4-1 公式所示：

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{i,t} + \sum \alpha control_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t}$$

(3-1)

其中，被解释变量为企业绿色创新(GI)，解释变量为气候风险(CR)，control<sub>it</sub> 表示其他可能影响企业绿色创新的控制变量，Firm 和 Year 分别表示企业固定效应和年份固定效应。

根据理论机制分析，选取数字化转型和 ESG 表现作为中介变量，通过实证来检验气候风险影响企业绿色技术创新的中介效应。参考已有研究并结合所学知识，设置变量衡量方式如下：

数字化转型(digital transformation)，记 DT，参考赵宸宇(2021)等的研究，从数字技术应

用 DT、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统四个方面统计关键词的披露次数，在此基础上对词频数据进行标准化处理，使用熵值法确定各指标权重，最终得到 DT 指数；ESG 表现(envIRONMENTAL social governance)，记 ESG，参考高杰英等的研究，选择引用华证 ESG 评级体系所提供的数据资料，在华证 ESG 评级体系中，企业被细分为从"AAA"的九个级别，研究将"C"级评定为最低分 1 分，而将顶级的"AAA"级评定为最高分 9 分<sup>[29]</sup>。

结合相关理论，构建的中介效应模型如下：

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{i,t} + \sum \alpha control_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \tag{3-2}$$

$$mediator_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CR_{i,t} + \sum \beta control_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \delta_{i,t} \tag{3-3}$$

$$GI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 mediator_{i,t} + \gamma_2 CR_{i,t} + \sum \gamma control_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \sigma_{i,t} \tag{3-4}$$

其中，mediator<sub>it</sub> 代表中介变量，ε<sub>it</sub>δ<sub>it</sub>σ<sub>it</sub> 为扰动项，其他变量设置与双向固定效应模型相同。遵循温忠麟学者的中介效应回归系数检验方法流程，分别对(3-2)(3-3)(3-4)三个公式进行逐步回归分析首先需验证

α<sub>1</sub> 的显著性来说明 GI 与 CR 是否显著相关；其次通过对 GI 和中介变量回归得出的相关系数 β<sub>1</sub> 及其显著程度来判断二者是否相关，然后将中介变量引入基准回归，研究此时中介变量与 CR 的相关性，即检查 γ<sub>1</sub> 的回归系数，若结果显示 β<sub>1</sub> 和 γ<sub>1</sub> 均显著，则断定该中介变量的中介效应得以证实，其效应大小可量化为 β<sub>1</sub>\*γ<sub>1</sub>，最后再次观察第三次回归结果，若得到的 CR 和 GI 的相关系数 γ<sub>2</sub> 显著，此时相关系数为直接效应，则说明该中介变量发挥的是部分中介效应，此时总效应就由中介效应和直接效应两部分构成，中介效应在总效应中所占比重为 β<sub>1</sub>\*γ<sub>1</sub>/(γ<sub>2</sub>+β<sub>1</sub>\*γ<sub>1</sub>)，若该比重大于 50%，则可以说中介变量发挥的效应大于直接影响效应，反之若不相关，则说明发挥的是完全中介作用。

3.3 实证结果分析

3.3.1 基准回归结果分析

为了探讨气候风险对企业绿色技术创新的影响，本文依据 2014 至 2023 年间中国 A 股上市公司的数据进行面板数据分析。在这一过程中，控制可能存在的个体和时间效应，对基准回归模型进行数据分析。在模型的实证检验阶段，逐步引入各类控制变量以获得回归结果，呈现在表 4 中，从中可以清晰地观察到气候风险(CR)的具体数值及其变化趋势，为研究两者间的作用效果提供了坚实的实证依据。

表 4 基准回归结果

Tab.4 Benchmark regression results				
	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	GI	GI	GI	GI



CR	0.793*** (36.78)	0.765*** (29.69)	0.622*** (30.13)	0.566*** (21.92)
Size			0.121*** (24.99)	0.139*** (29.03)
Age			-0.131*** (-24.80)	-0.069*** (-13.39)
Lev			0.123*** (4.82)	0.109*** (4.29)
Boa			0.065** (2.33)	0.156*** (5.82)
Indep			0.315*** (3.14)	0.312*** (3.30)
TobinQ			0.031*** (8.52)	0.020*** (5.42)
Growth			-0.002 (-0.10)	-0.040** (-2.11)
Top1			-0.220*** (-7.10)	0.034 (1.12)
Opinion			0.068*** (3.55)	0.093*** (5.13)
_cons	0.214*** (34.97)	0.219*** (33.51)	-2.504*** (-21.17)	-3.243*** (-27.75)
N	30052	30052	30052	30052
adj.R2	0.043	0.158	0.082	0.200
Industry	NO	YES	NO	YES
Year	NO	YES	NO	YES

表 4 第(1)列可以得出, (1)中没有加入控制变量和控制企业和年份固定效应, 对于企业绿色技术创新(GI), 气候风险(CR)的系数为 0.793, 且这一影响在 1%的显著性水平上显著。这明确表示, 气候风险能够显著促进企业绿色技术创新。由第(2)列数据可知加入双重固定效应, 对于企业绿色技术创新(GI)来说, 气候风险(CR)的系数为 0.765, 且这一影响在 1%的显著性水平上显著, 这意味气候风险会促进企业绿色技术创新。当进一步引入了一系列控制

255 变量后，气候风险(CR)的系数依然保持为正，且显著性水平未发生变化。因此，基准回归分析结果可以说明气候风险对企业绿色技术创新显存在促进作用，本文的研究假设 1 成立。回归分析表明，气候风险带来外部压力的增加时，企业会选择加大绿色创新技术的研发投入，调整自身的决策和生产策略和提高自身的适应能力和竞争力。考虑时间效应和个体效应的影响后，研究结果的结论依然成立。

3.3.2 中介效应结果分析

1) 数字化转型的中介效应结果分析

260 在数字化转型过程中，企业需要加强研发人才的培养和引进，以确保转型的顺利进行，预计数字化改革能正面影响气候风险跟企业绿色创新间的联系。表 5 详细展示数字化转型变量使用逐步回归法的中介效应回归结果。首先，第一列是基准回归分析，在 1%水平上显著为正，说明气候风险(CR)对企业绿色技术创新(GI)有促进作用。其次，第二列是气候风险对数字化转型(DT)进行回归后输出的结果，且在 1%水平上显著相关，这充分说明数字化转型对气候风险与企业绿色技术创新具有积极的正向影响。此后，第三列在 1%的水平上显著且为正，这一结果强烈支持了数字化转型能够显著促进企业绿色技术创新的观点，现已得知与二者均显著，则可以说数字化转型发挥了中介作用，效应值为二者相乘，值为 0.004935(0.003\*1.645)。最后，观察第三列的回归结果，在 1%的水平上显著且为正，即可将回归系数 0.561 视为直接效应值，可以得出数字化转型在气候风险对企业绿色技术创新的影响中发挥的是部分中介效应，且在总效应中占比为 8.7%(0.004935\*100%/(0.561+0.004935))，小于 50%，研究假设 2-1 得证。

265

270

表 5 数字化转型的作用路径检验结果

Tab.5 The results of the role path test of digital transformation

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	GI	DT	GI
CR	0.566*** (21.92)	0.003*** (4.62)	0.561*** (21.72)
DT			1.645*** (7.77)
Size	0.139*** (29.03)	0.002*** (16.49)	0.135*** (28.19)
Age	-0.069***	-0.001***	-0.068***

	(-13.39)	(-6.13)	(-13.12)
Lev	0.109***	0.002**	0.106***
	(4.29)	(2.21)	(4.20)
Boa	0.156***	0.000	0.156***
	(5.82)	(0.25)	(5.82)
Indep	0.312***	0.004	0.306***
	(3.30)	(1.40)	(3.24)
TobinQ	0.020***	-0.001***	0.020***
	(5.42)	(-5.35)	(5.66)
Growth	-0.040**	0.002***	-0.043**
	(-2.11)	(3.13)	(-2.25)
Top1	0.034	-0.007***	0.046
	(1.12)	(-8.64)	(1.51)
Opinion	0.093***	-0.001	0.094***
	(5.13)	(-1.62)	(5.20)
_cons	-3.243***	-0.029***	-3.196***
	(-27.75)	(-8.97)	(-27.34)
N	30052	30052	30052
adj.R2	0.200	0.440	0.202
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

2) ESG 表现的中介效应结果分析

275 表 6 详细展示 ESG 表现变量使用逐步回归法的中介效应回归结果。首先，第一列是基  
准回归分析， $\alpha_1$  在 1%水平上显著为正，说明气候风险(CR)对企业绿色技术创新(GI)有促进  
作用。其次，由表中第二列可以得知  $\beta_1$  为正，且在 1%水平上显著相关，这充分说明 ESG  
表现对气候风险与企业绿色技术创新具有积极的正向影响。此后，第三列是  $\gamma_1$  在 1%的水平  
280 上显著且为正，这一结果强烈支持了 ESG 表现能够显著促进企业绿色技术创新的观点，现  
已得知  $\beta_1$  与  $\gamma_1$  二者均显著，则可以说 ESG 表现存在中介效应，效应值为二者相乘，值为  
0.01432(0.179\*0.080)。最后，再次观察第三列的回归结果，可以得知该回归的  $\gamma_2$  在 1%的水  
平上显著且为正，即可将回归系数 0.552 视为直接效应值，且在总效应中占比为  
26.7%(0.01432\*100%/(0.522+0.01432))，小于 50%。即 ESG 表现所发挥的部分中介效应小于  
气候风险的直接影响效应。因此，通过对以上回归结果分析，可以得出结论：ESG 表现可

285 以通过间接影响气候风险对企业绿色技术创新的影响，研究假设 2-2 得证。

表 6 ESG 表现的作用路径检验结果

Tab.6 The results of the pathway test of ESG performance

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	GI	ESG	GI
CR	0.566*** (21.92)	0.179*** (5.97)	0.552*** (21.44)
ESG			0.080*** (16.21)
Size	0.139*** (29.03)	0.296*** (53.30)	0.115*** (23.09)
Age	-0.069*** (-13.39)	-0.174*** (-29.02)	-0.055*** (-10.58)
Lev	0.109*** (4.29)	-1.154*** (-39.28)	0.201*** (7.79)
Boa	0.156*** (5.82)	0.192*** (6.15)	0.141*** (5.27)
Indep	0.312*** (3.30)	1.415*** (12.88)	0.199** (2.11)



TobinQ	0.020*** (5.42)	0.002 (0.39)	0.019*** (5.41)
Growth	-0.040** (-2.11)	0.110*** (4.98)	-0.049*** (-2.58)
Top1	0.034 (1.12)	0.177*** (5.00)	0.020 (0.66)
Opinion	0.093*** (5.13)	0.136*** (6.46)	0.082*** (4.54)
_cons	-3.243*** (-27.75)	-2.667*** (-19.65)	-3.029*** (-25.87)
N	30052	30052	30052
adj.R2	0.200	0.213	0.207
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

3.3.3 稳健性检验

1) 替换解释变量和被解释变量

290        参考刘亦文等的研究，采用企业获得的绿色专利总量来衡量企业绿色创新，并进行加1对数化处理来替换 Y。参考李思飞<sup>[30]</sup>等的研究，采用气候风险关键词词频来衡量气候风险，并进行加1对数化处理来替换 X。表中的第(2)列可以看出，气候风险的系数为 0.524，且在 1%的显著性水平上呈现出正相关，表明气候风险(CR)对替换 X 变量(GI(获得))有一定影响，这与之前的基准回归结果相吻合。从表中的第(3)列可以看出，替换 Y 变量(CR(词频))

的系数为 0.124, 且在 1% 的显著性水平上呈现出正相关, 表明替换 Y 变量(CR(词频))对企业绿色技术创新(GI)有一定影响, 证明了本文结论的稳健性。

表 7 替换变量指标

Tab.7 Substitution variable indicators

VARIABLES	(1) GI	(2) GI(获得)	(3) GI
CR	0.566*** (21.92)	0.524*** (23.60)	
CR(词频)			0.124*** (18.86)
Size	0.139*** (29.03)	0.110*** (26.90)	0.130*** (26.61)
Age	-0.069*** (-13.39)	-0.057*** (-12.84)	-0.067*** (-12.96)
Lev	0.109*** (4.29)	0.089*** (4.12)	0.110*** (4.35)
Boa	0.156*** (5.82)	0.134*** (5.82)	0.141*** (5.24)
Indep	0.312*** (3.30)	0.290*** (3.57)	0.275*** (2.90)
TobinQ	0.020*** (5.42)	0.011*** (3.38)	0.022*** (6.05)
Growth	-0.040** (-2.11)	-0.063*** (-3.83)	-0.036* (-1.88)
Top1	0.034 (1.12)	0.013 (0.48)	0.040 (1.31)
Opinion	0.093*** (5.13)	0.072*** (4.61)	0.093*** (5.15)
_cons	-3.243*** (-27.75)	-2.601*** (-25.90)	-3.477*** (-29.79)

N	30052	30052	30052
adj.R2	0.200	0.203	0.197
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

## 2) 滞后一期、二期解释变量

气候风险对企业绿色技术创新往往存在滞后性，这意味着气候风险的压力并不会立即对企业的绿色技术创新产生显著影响，而是需要一定时间来体现其效果。因此，选用滞后一期和二期解释变量更准确地反映气候风险对企业绿色技术创新的长期影响，还检验当解释变量发生变化时，模型结果是否仍然稳健，故采取了滞后一期和二期解释变量的策略，即采用将滞后一期和二期气候风险分别作为新解释变量的方式进行回归检验。

表 8 滞后一期和两期解释变量的稳健性检验结果

Tab.8 Robustness test results for lagged one-stage and two-period explanatory variables

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	GI	GI	GI
CR	0.566*** (21.92)		
L.CR		0.543*** (18.79)	
L2.CR			0.518*** (16.12)
Size	0.139*** (29.03)	0.141*** (26.97)	0.142*** (25.15)
Age	-0.069*** (-13.39)	-0.068*** (-9.98)	-0.056*** (-6.48)
Lev	0.109*** (4.29)	0.103*** (3.65)	0.100*** (3.23)
Boa	0.156*** (5.82)	0.158*** (5.33)	0.155*** (4.77)
Indep	0.312*** (3.30)	0.326*** (3.15)	0.341*** (3.01)

TobinQ	0.020*** (5.42)	0.018*** (4.59)	0.019*** (4.18)
Growth	-0.040** (-2.11)	-0.015 (-0.70)	-0.011 (-0.43)
Top1	0.034 (1.12)	0.048 (1.43)	0.056 (1.49)
Opinion	0.093*** (5.13)	0.103*** (5.24)	0.112*** (5.24)
_cons	-3.243*** (-27.75)	-3.298*** (-25.79)	-3.359*** (-24.12)
N	30052	24804	20649
adj.R2	0.200	0.203	0.203
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

310 从表中的第(2)列可以看出，气候风险的滞后项(L.CR)的系数为 0.543，且在 1%的显著性水平上呈现出正相关，说明气候风险的滞后项(L.CR)对企业绿色技术创新(GI)有显著影响。从表中的第(3)列可以看出，气候风险的二阶滞后项(L2.CR)的系数为 0.518，且在 1%的显著性水平上呈现出正相关，表明气候风险的二阶滞后项(L2.CR)对企业绿色技术创新(GI)也有显著影响，这进一步证明了本文结论的稳健性。

3) 增加省份固定效应

315 通过加入省份固定效应，本文试图更准确地评估各因素对气候风险的影响，控制了地域差异可能带来的干扰，该稳健性检验的结果表明，表中第(2)列为加入省份固定效应分析，从表中的第(2)列可以看出，气候风险的系数为 0.581，且在 1%的显著性水平上呈现出正相关，表明气候风险对企业绿色技术创新有显著影响。

表 9 增加省份固定效应的稳健性检验结果

Tab.9 Increase the robustness test results of the fixed effect of provinces

	(1)	(2)
VARIABLES	GI	GI
CR	0.566*** (21.92)	0.581*** (22.46)
Size	0.139*** (29.03)	0.136*** (28.39)





Tab.10 Robustness test results for instrumental variables

	(1)	(2)
	first stage	second stage
VARIABLES	GI	GI
CR	0.7214*** (0.047)	0.721*** (0.047)
Size	0.1198*** (0.006)	0.120*** (0.006)
Age	-0.1310*** (0.005)	-0.131*** (0.005)
Lev	0.1168*** (0.023)	0.117*** (0.023)
Boa	0.0631** (0.032)	0.063** (0.032)
Indep	0.3210*** (0.111)	0.321*** (0.111)
TobinQ	0.0334*** (0.004)	0.033*** (0.004)
Growth	-0.0072 (0.019)	-0.007 (0.019)
Top1	-0.2199*** (0.032)	-0.220*** (0.032)
Opinion	0.0699*** (0.025)	0.070*** (0.025)
2015.year	-0.0610*** (0.022)	-0.061*** (0.022)
2016.year	-0.0312 (0.022)	-0.031 (0.022)
2017.year	-0.0147	-0.015

	(0.022)	(0.022)
2018.year	-0.0017	-0.002
	(0.021)	(0.021)
2019.year	0.0257	0.026
	(0.021)	(0.021)
2020.year	0.0441**	0.044**
	(0.021)	(0.021)
2021.year	0.0189	0.019
	(0.021)	(0.021)
2022.year	0.0419**	0.042**
	(0.021)	(0.021)
2023.year	-0.0961***	-0.096***
	(0.019)	(0.019)
Constant	-2.4790***	-2.479***
	(0.148)	(0.148)
Observations	30,052	30,052
R-squared	0.085	0.085

3.3.5 异质性分析

1) 行业污染程度异质性分析

本研究参考潘爱玲等(2019)的研究，重污染行业界定为煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、纺织业等 15 个行业的企业，非重污染行业界定为除非重污染行业的其他行业<sup>[32]</sup>。表中的第(1)列为重污染行业，第(2)列为非重污染行业，根据分析结果显示，非重污染行业的系数值为 0.689，重污染行业的系数值为 0.257，且均在 1%的显著性水平下显著，表明非重污染行业中气候风险对企业绿色技术创新的影响大于重污染行业，结果更为显著，反映更为强烈。

表 11 行业污染程度异质性回归结果

Tab.11 Heterogeneous regression results of industry pollution degree

	(1)	(2)
VARIABLES	GI	GI
CR	0.257***	0.689***
	(5.60)	(22.27)

Size	0.129*** (13.60)	0.142*** (25.80)
Age	-0.042*** (-4.12)	-0.077*** (-12.94)
Lev	-0.083* (-1.75)	0.158*** (5.32)
Boa	0.422*** (8.08)	0.081*** (2.60)
Indep	0.891*** (4.69)	0.133 (1.23)
TobinQ	0.025*** (3.01)	0.020*** (4.91)
Growth	-0.074* (-1.82)	-0.033 (-1.54)
Top1	0.169*** (2.83)	0.010 (0.27)
Opinion	0.142*** (4.05)	0.081*** (3.85)
_cons	-3.865*** (-16.95)	-3.088*** (-22.77)
N	6678	23374
adj.R2	0.178	0.208
Industry	YES	YES
Year	YES	YES

2) 行业性质异质性分析

借鉴尹美群等(2018)的研究成果, 本文根据行业性质将企业划分为劳动密集型企业、技术密集型企业资产密集型企业<sup>[33]</sup>。具体而言, 劳动密集型企业主要集中在农业、建筑业、物流业、房地产业等领域; 技术密集型企业则主要涉及科学研究和技术服务业等领域; 而资产密集型企业则主要以采矿业、交通运输业等为主导行业。表中的第(1)列代表技术密集型企业, 第(2)列代表资产密集型企业, 第(3)列代表劳动密集型企业。其中, 技术密集型企业系数为 0.738, 资产密集型企业系数为 0.290, 劳动密集型企业系数为 0.707, 且均在 1% 的显著性水平下显著。这表明在技术密集型行业中, 气候风险对绿色企业技术创新的影

340



响更为显著。

表 12 行业性质异质性回归结果

Tab.12 Regression results of heterogeneity in industry nature

VARIABLES	(1) GI	(2) GI	(3) GI
CR	0.639*** (14.99)	0.229*** (4.73)	0.674*** (18.13)
Size	0.224*** (25.96)	0.125*** (12.01)	0.059*** (10.64)
Age	-0.134*** (-15.12)	-0.036*** (-3.21)	-0.031*** (-4.84)
Lev	0.281*** (6.41)	-0.189*** (-3.53)	0.046 (1.51)
Boa	0.192*** (4.08)	0.354*** (6.22)	0.018 (0.58)
Indep	0.539*** (3.27)	1.186*** (5.65)	-0.276** (-2.50)
TobinQ	0.029*** (5.13)	0.028*** (2.93)	0.003 (0.67)
Growth	-0.100*** (-3.20)	-0.026 (-0.57)	-0.022 (-0.91)
Top1	-0.041 (-0.78)	0.145** (2.22)	0.158*** (4.38)
Opinion	0.138*** (3.85)	0.065* (1.77)	0.081*** (4.20)
_cons	-5.041*** (-23.93)	-3.722*** (-14.99)	-1.202*** (-8.83)
N	14354	5403	9993
adj.R2	0.184	0.188	0.180

Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

4 结论与政策建议

4.1 结论

350 本文主要从理论和实证两个维度研究气候风险对企业绿色技术创新的影响及作用机制。首先，根据已发布的相关文献确定研究内容，归纳整理气候风险与企业绿色技术创新的关系。其次，对研究内容进行概念界定，整理各学者提出的气候风险与企业绿色技术创新的理论基础。再次，为了明确各企业对气候风险的应对现状，选取各企业年报中有关气候风险的关键词，并进行扩建词库，根据各企业年报进行气候风险指标计算，还进行各行业的气候

355 风险指标差异对比，提升指标的有效性，通过对绿色技术创新的发展背景和现状进行多维度分析。此后，在理论与现状分析的基础上从直接、间接两个维度提出假设，选择数字化转型和 ESG 表现两个指标作为研究作用机制的中介变量，探究气候风险是否可以促进企业绿色技术创新且通过何种因素影响，在实证分析前进行数据预处理，并根据模型检验确定采用双向固定效应模型进行基础回归以及产品和行业性质异质性分析，运用已选取的中介变量构建

360 中介效应模型，通过逐步回归法对气候风险对企业绿色技术创新的影响路径进行实证研究。最后，得出本文的结论：

365 第一，关于基准回归结果分析，在探讨气候风险与企业绿色技术创新之间的关系时，选取了 2014 年至 2023 年的中国 A 股上市公司数据，并进行实证分析，研究发现在控制了个体效应和时间效应后，气候风险的系数在 1% 的显著性水平上显著为正，证明无论是否加入控制变量，气候风险通过增加企业的外部压力，调整生产策略，提高适应能力和竞争力，从而应对气候变化带来的挑战和机遇。

370 第二，关于中介效应结果分析，为了深入分析气候风险在企业绿色技术创新中的中介效应，采取了多重回归策略，首先进行了基准回归分析，以确定基础影响效应，此后进行气候风险对中介变量的回归分析，这些中介变量包括数字化转型和 ESG 表现，再将这些中介变量纳入基准回归模型中，结果显示，数字化转型和 ESG 表现在气候风险对企业绿色技术创新的影响中发挥了部分中介作用。气候风险通过推动企业加强数字化转型，优化资源配置，提升管理效率和技术创新能力，促进企业绿色技术创新。企业通过提升 ESG 表现，增强投资者信心，吸引更多关注可持续发展的投资者，从而获得更多的资本支持，进而推动绿色技术创新。

375 第三，非重污染行业在面对气候风险时，其绿色技术创新的响应程度显著高于重污染行业，非重污染行业的企业受迫于相对较轻的环境规制压力，同时技术替代空间较大，导致其因气候风险而进行的绿色技术创新更为显著。非重污染行业由于环境规制压力相对较小，且技术替代空间较大，因此更倾向于通过绿色技术创新来应对气候风险，提升市场竞争力，相反，重污染行业由于历史遗留问题、转型难度和政策监管等因素的制约，其绿色技术创新的投入和响应相对滞后。

380 第四，技术密集型行业的企业可以依托知识积累的优势，展现出更强的创新动力，技术密集型企业凭借强大的研发实力和技术储备，在外部压力转化为绿色技术创新动力的过程

中具有明显优势。资产密集型行业的企业则因路径依赖与沉没成本的约束,面临较大的创新转型阻力,资产密集型行业由于路径依赖和沉没成本的约束,面临较大的创新转型阻力,资产密集型行业的绿色技术创新的响应程度较低。劳动密集型行业通过绿色技术创新提高生产效率和改善员工工作环境来应对气候风险,劳动密集型行业的响应程度介于技术密集型和资产密集型行业之间。

## 4.2 政策建议

基于上文分析,为深入推动气候风险在企业绿色技术创新中的积极作用,现提出一系列策略性建议,以期实现更有效的促进作用:

第一,强化气候风险预警与应对机制。

根据对现状及基准回归结果的分析可知气候风险对企业绿色技术创新具有显著促进作用,通过加强气候风险预警与应对,企业可以更有效地识别风险,从而激发绿色技术创新的动力。因此企业要建立气候风险监测平台,利用物联网和遥感技术等手段,实时监测气候变化对企业运营的影响,包括物理风险和转型风险,特别是针对物理风险,对于洪水和干旱等现象进行预警。此外,企业定期组织应急演练,提高员工对气候风险的应对能力。

第二,促进数字化转型与绿色技术的深度融合。

根据对数字化转型的研究发现其在气候风险对企业绿色技术创新中所发挥的部分中介效应小于气候风险的直接影响效应,因此通过改善数字化转型的方式提高对数字化转型的资金投入从而提升技术创新水平,促进企业绿色技术创新发展。企业建立绿色数据管理平台,整合自身内部的环保数据,包括能源消耗、排放数据等,通过数据分析挖掘节能减排潜力,指导绿色技术创新的方向。

第三,提升 ESG 表现,增强资本市场认可度。

通过对前文中介效应的分析得到 ESG 表现对气候风险和企业绿色技术创新具有正向中介效应,企业可以通过提升 ESG 表现,增强投资者信心,吸引更多关注可持续发展的投资者。政府开展 ESG 投资者关系活动,定期举办 ESG 投资者关系会议,邀请投资者、分析师和评级机构参观企业的绿色项目,展示企业在可持续发展方面的努力。

第四,针对不同行业特性,精准施策

根据异质性分析显示,非重污染行业和技术密集型企业的气候风险下的绿色技术创新意愿更为显著。针对不同行业特性施策,可以更有效地推动企业绿色技术创新。政府应提供专项资金支持重污染行业的绿色技术改造项目,如污染控制设备升级、清洁能源替代等,同时,加强对这些行业环保法规的执法力度,倒逼企业进行绿色转型。政府可以提供绿色消费补贴,刺激市场需求,鼓励非重污染行业开发绿色产品和服务,通过市场机制引导消费者选择环保产品。政府可以提供研发税收优惠和人才引进支持,支持技术密集型企业建立绿色技术研发中心,与高校、研究机构合作开展前沿绿色技术研究。

## [参考文献] (References)

- [1] 温磊.气候风险与企业绿色创新[J].云南财经大学学报,2024,40(05):69-83.
- [2] Benmelech E,Frydman C.Military ceos[J].Journal of financial Economics,2015,117(1):43-59.
- [3] Li B,Yao Y,Usman M,et al.How does climate risk affect corporate innovation?Evidence from China[J].Accounting&Finance,2024,64(3):2279-2319.
- [4] Kraehnert K,Osberghaus D,Hott C,et al.Insurance against extreme weather events:An overview[J].Review of Economics,2021,72(2):71-95.
- [5] 张娜,孙妍雨,赵晓军,常思纯,吴立言.气候政策不确定性对企业绿色创新的影响[J].气候变化研究进

- 展,2024,20(5):636-650.
- 425 [6] Horbach J,Rammer C.Climate change affectedness and innovation in firms[J].Research Policy,2025,54(1):105122.
- [7] 田鸣,沈少奇,严佳蕊.气候变化风险对企业可持续发展绩效的影响机制研究[J].资源与产业,2025,27(01):146-162.
- 430 [8] 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.
- [9] 任晓刚,刘菲.绿色技术创新发展的趋势、特征、挑战与路径选择分析[J].科技管理研究,2024,44(3):236-242
- [10] Peng W,Su X,Tang Y.Spatial Evolution Characteristics and Influencing Factors of Urban Green Innovation in China[J].Chinese Geographical Science,2025:1-16.
- [11] 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.
- 435 [12] Lee C C,Song H,An J.The impact of green finance on energy transition:does climate risk matter?[J].Energy Economics,2024,129:107258.
- [13] Gao X,Dong S,Liu C,et al.Proactive green innovation and firm climate resilience:The nonlinear interaction effect of climate risk[J].Environmental Science and Pollution Research,2024,31(25):37020-37049.
- 440 [14] 于孝建,詹爱娟.基于碳税冲击的我国商业银行气候转型风险压力测试分析[J].南方金融,2021,1(6):20-33.
- [15] 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(02):123-138.
- [16] Warner K S R,Wäger M.Building dynamic capabilities for digital transformation:An ongoing process of strategic renewal[J].Long range planning,2019,52(3):326-349.
- [17] 肖土盛,孙瑞琦,袁淳等.企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J].管理世界,2022,38(12):220-237.
- 445 [18] Vial G.Understanding digital transformation:A review and a research agenda[J].Managing digital transformation,2021:13-66.
- [19] 江永红,刘梦媛,杨春.数字化对经济增长与生态环境协调发展的驱动机制[J].中国人口 资源与环境,2023,33(9):171-181.
- [20] 赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,2021,42(7):114-129
- 450 [21] 张瑞琛,温磊,赵玮豪.网络平台互动能提升企业ESG表现吗?[J].财务研究,2023(3):67-76.
- [22] Amore M D,Bennedsen M.Corporate governance and green innovation[J].Journal of Environmental Economics and Management,2016,75:54-72.
- [23] Dyck A,Lins K V,Roth L,et al.Do institutional investors drive corporate social responsibility?International evidence[J].Journal of financial economics,2019,131(3):693-714.
- 455 [24] Flammer C.Corporate green bonds[J].Journal of financial economics,2021,142(2):499-516.
- [25] 郭雳,武鸿儒.ESG趋向下的公司治理现代化[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2023,60(4):149-157.
- [26] Lins K V,Servaes H,Tamayo A.Social capital,trust,and firm performance:The value of corporate social responsibility during the financial crisis[J].the Journal of Finance,2017,72(4):1785-1824.
- 460 [27] 齐丽云,王佳威,刘旸等.高管团队异质性对企业绿色创新绩效影响研究[J].科研管理,2023,44(4):175-184.
- [28] 高杰英,褚冬晓,廉永辉,等.ESG表现能改善企业投资效率吗?[J].证券市场导报,2021,(11):24-34+72.
- [29] 刘亦文,陈熙钧,高京淋等.媒体关注与重污染行业绿色技术创新[J].中国软科学,2023(9):30-40.
- [30] 李思飞,李鑫,王赛,佟岩.家族企业代际传承与数字化转型:激励还是抑制?[J].管理世界,2023,39(06):171-191.
- [31] 陶然.气候风险会加剧企业避税吗[J].财经科学,2024,(01):91-102.
- 465 [32] 潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].中国工业经济,2019(2):174-192.
- [33] 尹美群,盛磊,李文博.高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J].南开管理评论,2018,21(01):109-117.