

气候政策不确定性对绿色创新的影响研究

□ 杨卓尔 吴 琦 张 澄

领域编辑推荐语：

“绿色创新是实现可持续发展的关键动力，能够推动经济增长与环境保护协同并进，为未来社会构建绿色低碳的基础。绿色创新的发展离不开政策的引导与支持，政策为其提供制度保障与激励机制。本文通过研究气候政策的不确定性和绿色创新的关系，进一步增加我们对政府政策和企业绿色创新的了解和认知。”

——钱翠丽

摘 要：绿色创新是驱动企业高质量发展的关键引擎，但其发展路径易受气候政策不确定性的影响。既有研究虽初步探讨了气候政策不确定性与企业绿色创新的关联，但尚未形成一致的结论，且未充分揭示其内在作用机制。研究基于制度理论与动态能力视角，以2010—2022年中国A股上市企业为样本，深入剖析气候政策不确定性对企业绿色创新的影响及其潜在作用路径。研究发现：气候政策不确定性上升显著提升企业绿色创新，这一影响机制源自企业对政策信号的双重动态响应。气候政策不确定性通过强化环境规制压力与政策红利预期，倒逼企业提升环境、社会和治理（ESG）方面的表现以获取合法性资源；气候政策不确定性会触发企业数字化转型动能，通过数据要素赋能优化绿色创新决策效率。上述影响在高碳行业、非技术密集型行业、重污染行业、高竞争性行业和非制造业中更为显著。本研究弥合了气候政策不确定性抑制视角与气候政策信号激励视角的理论争议，为政府构建目标清晰的气候政策体系提供了经验依据，并为企业绿色创新的长期战略规划提供实践建议。

关键词：气候政策不确定性；绿色创新；数字化转型；ESG表现

一、引言

气候变化引发的生态危机正深刻重塑全球商业竞争格局，企业作为碳排放的核

心主体,其发展模式绿色转型被视为破解气候困局的关键路径。在此背景下,企业绿色创新成为兼具环境责任与战略价值的核心议题。各国政府加速构建气候政策框架,而中国作为全球绿色转型的重要参与者,其企业的绿色创新实践面临独特的制度情境。气候政策目标的多重迭代、规制工具的组合冲突以及执行强度的区域异质共同构成了气候政策不确定性(Climate Policy Uncertainty,简称CPU)(Stroebe & Wurgler, 2021),这种不确定性成为企业开展绿色创新活动时面临的重要外部风险之一。

现有研究表明,气候政策不确定性对企业绿色创新的影响呈现出“双刃剑”效应。促进观认为,气候政策不确定性能够通过强化环境规制压力 and 政策红利预期,倒逼企业提升绿色研发投入,从而推动绿色创新(Berrone et al., 2013; Bai 等, 2023)。Huo 等(2024)指出,气候政策不确定性对企业绿色创新绩效具有积极影响。郭晶与雍志婷(2023)进一步发现,随着政府环保补贴的增加以及企业内部环境关注度的提升,气候政策不确定性对绿色创新的抑制作用会有所缓解。而阻碍论则指出,气候政策不确定性可能抑制企业的长期技术投入(Sharma, 2000),如通过减少政府绿色补贴、限制企业履行环境社会责任和增加融资约束,抑制企业的绿色创新(Sun et al., 2024)。由于气候政策不确定性对企业绿色创新存在双面影响,故本文主要从影响机制出发,重点揭示在环境规制趋严与政策执行波动加剧的制度压力下,企业如何通过提升 ESG 表现与推动数字化转型两条路径,增强绿色创新能力。

当前,既有研究多将气候政策不确定性简

化为政策颁布频次或文本数量(Bai et al., 2023),忽视了政策执行强度异质性与市场主体预期离散度(Baker et al., 2016)等关键特征。事实上,气候政策包含碳定价、技术标准、补贴激励等多元调控工具,不同政策工具带来的不确定性对企业的影响存在显著差异。例如,碳税政策的不确定性更易引发成本规避型创新,而技术标准的不确定性可能刺激防御性专利布局(Nambisan et al., 2019)。此外,以往研究多将企业视为被动接受政策信号的同质化主体,忽略了企业在资源禀赋、战略导向上的差异性。例如,环境关注度高的企业可能将气候政策不确定性解读为战略转型的契机,而资源有限的企业则更倾向于以最低成本应对政策变动(Hawn et al., 2016)。

既有研究在解释企业如何应对气候政策不确定性方面还存在理论缺口。一方面,气候政策不确定性所带来的政策信号复杂性往往迫使企业加强环境信息披露、深化与利益相关者沟通,但目前研究对政策信号如何影响企业制度合法性构建的机制探讨仍较为薄弱。特别地,企业在面对制度压力时,可以通过积极的 ESG 实践将外部压力转化为提升组织合法性的战略资源,这一过程体现了企业在不确定环境中所具备的战略能动性(Berrone et al., 2013)。另一方面,气候政策不确定性也可能被具有资源基础和创新能力的企业识别为战略转型的契机,促使其加快对数字化基础设施的投资,通过优化内部决策机制与资源配置流程,增强组织对政策变化的适应能力与前瞻性响应(Nambisan et al., 2019)。然而现有研究尚未系统揭示这些机制之间的内在联系及其对企业绿色创新的

作用。

基于此，本文从制度理论与动态能力视角出发，构建“压力—响应—赋能”的理论分析框架，深入探讨气候政策不确定性对企业绿色创新行为的影响路径。一方面，气候政策不确定性通过强化制度诉求与利益相关者期望，迫使企业提升 ESG 表现，以获取合规合法性，从而推动绿色创新；另一方面，气候政策不确定性推动企业数字化转型能力提升，通过数据驱动增强组织对政策信号的识别能力与资源配置效率，提升绿色创新的响应速度与执行效能。本文以 2010—2022 年中国 A 股上市公司为样本，采用基于机器学习方法构建的本土化气候政策不确定性指数，该指数从政策信号复杂性、工具冲突性与执行波动性三个维度综合衡量气候政策不确定性，突破了传统研究中仅依赖政策频次指标的局限。实证结果显示：气候政策不确定性对企业绿色创新具有显著促进效应，其中 ESG 表现提升与数字化转型加速构成了关键中介路径。进一步的异质性分析表明，该效应应在高碳行业、非技术密集型行业、高排放产业、高竞争性行业与非制造业中尤为显著。

本文的理论贡献主要体现在三个方面：第一，从制度理论与动态能力理论的整合视角出发，系统分析了气候政策不确定性影响企业绿色创新的作用机制，拓展了政策不确定性与企业创新关系的理论解释边界；第二，深入探讨了 ESG 实践与数字化转型在不确定性情境下的战略功能，揭示了 ESG 由“合法性符号”向“能力载体”的演进逻辑，并阐释了数字化转型在绿色创新中的双重角色——既作为吸收外部风险的缓冲机制，又承担赋能企业创新的支撑

作用；第三，识别了气候政策不确定性影响企业绿色创新的边界条件，为企业在不同制度环境下制定绿色转型与可持续发展战略提供具有针对性的理论启示与实践参考。

二、理论分析与研究假设

（一）气候政策不确定性与企业绿色创新

政策和监管决策会改变创新型企业运营的经济环境，并最终影响一个国家的创新进程（Bhattacharya et al., 2017）。绿色创新是企业为应对政府日益严格的环境治理和满足不断增长的绿色市场需求背景下，寻求绿色转型以获取可持续竞争优势的关键战略。作为预期会给企业未来产生利润的长期投资，绿色创新除了具有一般创新所共有的长周期、高风险等特征以外，其特有的双重外部性——环境正外部性与知识溢出效应，导致其相较于传统创新更易受到制度环境约束与影响（Bammens & Hünemund, 2023；张铂晨和赵树宽, 2022；Huang & Li, 2017；Xie & Teo, 2022）。企业绿色创新行为不仅取决于内部资源禀赋，更深刻内嵌于外部制度压力与合法性诉求的互动过程中（Scott, 2005；阳镇等, 2024；Berrone et al., 2013）。政府的环境激励与规制政策、法规和标准的建立会对企业绿色创新产生差异化影响（王馨等, 2021；张铂晨等, 2022；Ren et al., 2024）。为应对气候变化，世界各国积极参与全球气候治理，制定并实施了一系列相关政策。然而，气候不确定性的增加会对政府气候政策的颁布、执行和有效性产生影响，带来气候政策不确定性。气候政策不确定性是指政府

在制定和实施气候及环保相关政策过程中存在的不确定性,这种不确定性可能来源于政策目的的不明晰、政策变动的频繁性或政策执行的不一致性 (Bai et al., 2023; Ma et al., 2023; Sun et al., 2024)。Ma 等 (2023) 研究提出,气候政策不确定性是宏观经济和金融体系的新风险来源,气候相关政策的意外出台将引发投资者偏好的变化,增加市场预期的不确定性,并导致碳密集型资产搁浅的风险增加,从而对金融稳定构成威胁。气候政策作为政府塑造市场规则、引导企业参与环境治理的核心工具,其变化所衍生的不确定性正成为重构企业绿色创新逻辑的关键因素。Lee 等 (2023) 的统计结果显示,为实现碳达峰碳中和目标,近年来中国的宏观气候政策不确定性呈现加速上升趋势,成为影响企业绿色行为和决策的关键因素。

关于气候政策不确定性与企业绿色创新的关系,现有研究观点存在一定分歧。有观点认为,气候政策不确定性通过引发投资者偏好的变化,增加市场预期的不确定性,从而加大企业绿色创新投融资决策的难度,降低企业投资意愿 (Ma 等, 2023)。具体而言,气候政策不确定性的提升导致企业在绿色技术研发、采纳和运营等方面趋于保守,以规避潜在风险,这种保守战略导向不仅抑制企业绿色创新投资力度和技术进步,还会削弱其长期竞争力和可持续发展能力 (Huo et al., 2024; Farooq et al., 2024; 郭晶和雍志婷, 2023)。然而,此类观点忽视了行业异质性,并非所有行业的企业都会对气候政策不确定性采取防御性策略。在部分行业,气候政策不确定性反而会激发企业绿色创新动力。例如,低碳行业与技术密集型行业

企业因长期嵌入绿色技术轨道,往往将气候政策不确定性视为技术标准迭代的政策信号,进而通过前瞻性创新抢占市场主导地位 (Hawn & Ioannou, 2016)。此外,低排放产业与非制造业企业凭借轻资产运营模式与低技术锁定效应,能快速将气候政策不确定性压力转化为数字化转型投入,利用数字敏捷性对冲政策波动风险 (Nambisan et al., 2019)。

相较于气候政策不确定性对企业绿色创新的短期不利影响,本研究认为,气候政策不确定性的增加对企业绿色创新具有非线性激励效应。基于制度理论的观点,企业不仅是经济行为者,也是社会和政治行为者,其行为受到制度环境变化的强烈影响 (Scott, 2005)。一方面,气候政策不确定性作为制度压力源,通过强化制度合法性诉求 (Berrone et al., 2013) 与利益相关者期望 (Hawn & Ioannou, 2016),迫使企业通过绿色创新重构组织环境合法性。这种合法性重构遵循“制度适应—能力跃迁”的双路径逻辑:短期表现为 ESG 披露等符号性合规行为 (郭晶等, 2023; 阳镇等, 2024),即气候政策不确定性通过影响区域环境法规加剧了企业面临的环境风险,促使企业主动进行绿色创新以适应不确定性,长期则演化为数据驱动的开放式创新能力 (Nambisan et al., 2019),即气候政策不确定性激励企业不断更新技术,加大对绿色技术和可持续实践的投资,提高绿色创新绩效 (Huo et al., 2024; 王馨等, 2021)。另一方面,气候政策不确定性的增加,其背后反映出政府的绿色关注度对微观市场主体绿色创新的潜在影响,进一步说明可持续发展相关市场存在值得开拓的机遇 (阳镇等,

2024)。随着环境保护意识的提高,绿色创新成为政府、企业和消费者共同认知的一部分。企业通过绿色创新,可以展示其对环境问题的关注和解决方案,从而在消费者和其他利益相关者中建立起信任和可靠性(姜广省等,2023)。这种认知一致性促使企业采取绿色创新,以符合市场和公众的期望。气候政策的频繁颁布带来的公众环保意识提升,也能够降低绿色创新产品消费市场的不确定性。基于此,本文提出:

H1: 气候政策不确定性对企业绿色创新具有正向影响。

(二) 企业 ESG 表现与数字化转型能力的机制分析

在气候政策不确定性的背景下,ESG 实践既是合规性工具,又是绿色赋能平台。基于信号理论,气候政策不确定性的政策信号不明迫使企业通过碳足迹追溯等环境信息披露重建合法性叙事(Berrone et al., 2013),向市场证明自身 ESG 表现良好,向外部利益相关者释放绿色转型的积极信号,缓解与投资者之间的信息不对称,从而提升绿色创新项目的融资能力(Lins et al., 2017)。从组织能力视角出发,ESG 实践过程中所积累的绿色管理经验、环保技术与利益相关者网络,也为绿色创新提供了能力支撑与知识基础。

随着 ESG 评级体系的市场化扩散,其功能逐步从合法性展示延伸至创新赋能,成为企业推动绿色创新的重要平台。例如,企业通过供应链碳数据共享优化产品设计,借助 ESG 评级吸引长期导向的绿色投资者,形成绿色创新的资金与资源支持机制(Hawn & Ioannou, 2016)。根据委托代理理论,企业良好的 ESG 表

现有助于增强与外部利益相关者之间的信任关系,降低财务风险,为企业绿色技术创新提供更稳定的融资环境(Houston et al., 2022; Lins et al., 2017)。此外,企业还能利用提高的 ESG 表现来保护其市场价值(Ahsan & Qureshi, 2021),抓住绿色转型带来的商业机会。根据(Li et al., 2016)研究结果,ESG 评级有助于管理层认识到绿色行为对企业可持续发展的重要性,从而在应对法规压力的同时,主动将绿色战略纳入企业发展目标。这种战略认知的转变促使企业持续增加对绿色技术研发的投入,推动绿色产品和服务的开发,以满足投资者与社会公众对可持续发展的期待。随着 ESG 表现的改善,企业不仅降低了潜在的环境与社会责任风险,还获得了更多绿色创新所需的资金与市场支持,从而显著提升了绿色创新的效率与质量。

基于此,本文提出:

H2: 气候政策不确定性通过激励企业改善其 ESG 表现来提高企业绿色创新水平。

气候政策不确定性还使得企业加快数字化转型的步伐,以应对频繁变化的环境法规 and 市场需求。从制度理论与动态能力理论融合的视角来看,气候政策不确定性作为一种制度性压力源,会激发企业通过提升组织响应能力来增强战略敏捷性与前瞻性决策能力,而数字化转型正是实现这一目标的关键路径。具体而言,气候政策频繁调整、政策工具组合多变,增加了企业理解和适应政策导向的难度,这促使企业加大对数字技术的投资,以提升对政策信息的识别效率、优化资源配置流程、增强对政策波动的适应能力。例如,企业通过自然语言处理(NLP)技术构建政策语义网络模型,对多

源异构政策文本进行实时解析 (Huang et al., 2022), 从而更准确地把握政策导向, 预测政策工具组合的潜在冲突, 为企业提供前瞻性决策支持。此外, 工业互联网平台通过连接供应商、客户与科研机构, 构建开放协同的绿色创新网络 (Bogers et al., 2019)。基于云计算的碳足迹追溯系统可识别高环境绩效的合作伙伴, 推动全链条绿色技术研发与协同创新 (Saber et al., 2019)。数字孪生等技术则通过虚拟仿真加速产品开发流程, 帮助企业更灵活地应对政策执行

波动, 提升绿色技术的迭代速度与市场响应能力 (Tao et al., 2019)。由此可见, 气候政策不确定性不仅推动了企业在数字化基础设施方面的投入, 也促使企业借助数字技术提升绿色创新的战略响应能力和执行效率, 从而显著增强了其绿色创新能力。

基于此, 本文提出:

H3: 气候政策不确定性通过促进企业数字化转型来提高企业绿色创新水平。

图1为本研究的概念模型与研究假设。

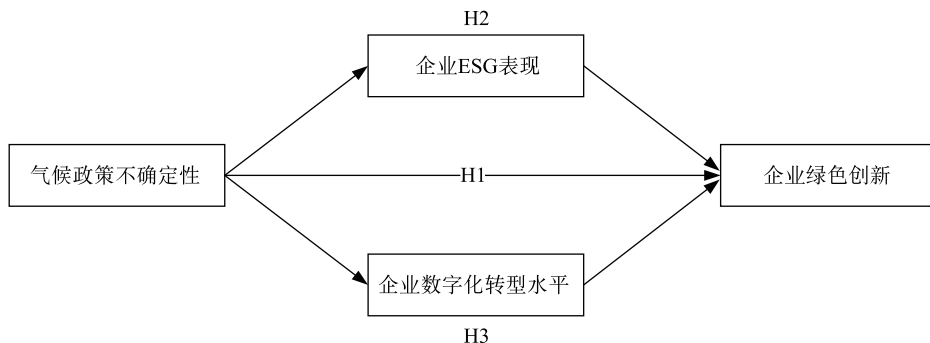


图1 概念模型与研究假设

三、数据收集处理与模型设定

(一) 数据收集

本文选取2000—2022年中国A股上市企业作为研究样本, 研究数据源自多个数据库。其中, 气候不确定性指数采用Lee等(2023)基于文本分析法构建的2010—2022年中国气候政策不确定性指数; 企业绿色专利数据来自CNRDS数据库, ESG数据来自华证评级, 企业财务数据来自国泰安数据库(CSMAR)。为保证数据质量, 研究对样本进行如下处理以减小研究结果的误差: (1) 剔除存在退市预警以及财务状况或其他状况异常的企业数据; (2) 剔

除数据缺失的样本; (3) 剔除金融类企业数据。为了消除极端值的影响, 本文对连续变量在1%的水平上进行了缩尾处理。经过上述处理, 最终得到2010年12月31日至2022年12月31日共29408条观测数据。

(二) 变量描述

1. 被解释变量: LnGreen 企业绿色创新

绿色专利可以更好地体现出绿色创新的生力, 且专利申请比授权专利更具有时效性 (Wei et al., 2021)。发明专利由于其创新性和技术深度通常被赋予更高的价值 (Sun et al., 2024), 实用新型专利也反映了企业在特定技术领域的应用创新能力。基于此, 本文借鉴Fusillo (2023) 利用绿色发明专利数量来量化企业

绿色创新水平的方法，以企业提交的发明绿色专利和实用新型绿色专利申请总量来衡量企业绿色创新程度。同时，利用发明绿色专利申请数量（LnGreen Inv）、实用新型绿色专利授权数量（LnGreen Uma）和发明绿色专利授权数量（LnGreen Gr ~ t）作为评估企业绿色创新的替代措施。此外，由于绿色专利申请数具有明显的右偏性质，本文采用绿色专利申请总量加 1 后取自然对数的方式进行变量转换，使得模型的估计结果更为稳健。

2. 核心解释变量：TCCPU 中国气候政策不确定性指数

本文选定的核心解释变量为中国气候政策不确定性指数（TCCPU）。Gavrilidis（2021）利用美国八家主要报纸的文章频率，捕捉与气候政策相关的重要事件构建气候政策不确定性指数。然而 Lee 等（2023）发现，先前学者构建的气候政策不确定性指数在美国气候政策的不确定性研究中有效，但对于中国的气候变化政策和措施，美国的测量框架并不适用。鉴于此，本文利用 Lee 等（2023）基于文本分析法构建的 2010 年至 2022 年中国气候政策不确定性指数，该指数的构建方法如下：首先，构建四个关键词类别，分别涵盖“中国”“气候变化”“政策”和“不确定性”相关词汇。其次，统计同时包含这四类关键词的 twitter 推文数量，作为中国气候政策不确定性相关的推文数量。最后，将中国气候政策不确定性相关的推文数量除以同期仅包含“中国”相关词汇的总推文数量，进行标准化处理后得到中国气候政策不确定性的月度指数。由于本文数据的频率为年度，因此，进一步对每个月的指数数据进行加

总，得到年度数据，再取对数，用于研究气候政策不确定性对企业绿色创新行为的影响。气候政策不确定性值的增加反映了气候政策不确定性的上升，它能够通过影响企业的预期和决策行为，进而对企业的绿色创新投入产生显著影响。

3. 机制变量

（1）企业数字化转型：digital。

在气候政策不确定性的背景下，企业数字化转型作为一种中介变量，能够促进企业绿色创新。数字技术的应用不仅可以提高企业对环境信息的感知和处理能力，还可以通过优化资源配置和运营效率（Tang et al., 2023），降低环境成本，从而鼓励企业采纳和开发新的绿色技术解决方案。此外，数字化转型还能促进企业内外部知识的共享与融合，加速绿色创新项目的研发进程。因此，本文选用企业数字化转型作为研究中国气候政策不确定性对企业绿色创新行为影响的机制变量，取公司年报中数字化转型的关键特征词进行搜索和统计来刻画数字化转型指标，具体来说，我们计算管理层讨论与分析部分关于人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术、数字技术应用相关关键词词频统计总和，并将词频总数加 1 后取自然对数，即 $\ln(1 + \text{词频总数})$ ，从而得到数字化转型指标。

（2）企业 ESG 表现：esg。

在气候政策不确定性较高的环境中，企业通过提高自身的 ESG 表现来降低外部不确定性带来的风险（Zhang et al., 2024），同时，注重 ESG 的企业更有可能投资于绿色创新，因为这些企业倾向于追求长期的可持续发展目标，而

不仅是短期的经济利益。因此，企业 ESG 表现是影响企业绿色创新的另一个重要机制变量，它促使企业在政策不确定性中找到增长和创新的新机会。企业 ESG 表现计算方法为华证评级的环境（E）、社会（S）、治理（G）分项得分加权平均。

4. 控制变量

为了避免其他因素对分析企业绿色创新的影响，我们还在回归模型中引入了一系列控制变量，主要分为微观企业变量与宏观经济变量。微观企业变量包括：（1）企业规模（size）：对企业期末总资产取对数值；（2）资产负债率（lev）：期末总负债/期末总资产；（3）托宾 Q 值（tobinq）：（流通股市值 + 非流通股股份数 × 每股净资产 + 负债账面值）/总资产；（4）营业收入增长率（growth）：营业收入增长额/上年营业收入总额；（5）固定资产比率（fix）：固定资产/资产总额；（6）现金持有（cash）：货币现金/总资产；（7）企业年龄（age）：用企业成立年龄的对数来衡量。宏观经济变量包括：（1）gdp 年增长率（gdp）；（2）货币增速 M2（m2）；（3）人均 gdp 年增长率（pgdp）；（4）外国投资组合投资（fpi）。

（三）模型设定

本文所采用数据为面板数据，因此，需要进行豪斯曼检验来确定在面板模型中使用固定效应还是随机效应估计量，检验结果如表 1 所示，P 值为 0.0000，在 1% 的水平下拒绝原假设，说明固定效应模型更符合本文所选样本数据。

表 1 豪斯曼检验结果

被解释变量	统计量	P 值	选择模型
LnGreen	108.72	0.0000	固定效应模型

为了深入探究气候政策不确定性对企业绿色创新行为的影响，我们构建了以下计量模型：

$$LnGreen_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 lnTCCPU_t + \beta_2 X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中，LnGreen 作为衡量企业绿色创新程度的指标，表示企业申请的发明绿色专利与实用新型绿色专利的总量，是被解释变量；TCCPU 表示基于 Twitter 的中国气候政策不确定性指数，是核心解释变量；X 为一系列控制变量， α 为企业个体固定效应； ε 为随机扰动项，包含了模型中未观察到的其他因素对因变量的影响；下标 i 为企业，下标 t 为所在年份； β_0 、 β_1 、 β_2 为截距项和待估参数。

四、数据分析与结果可视化展示

（一）描述性统计

表 2 显示了本实证中使用的主要变量的统计特征，共有 29408 个回归样本。首先，核心解释变量气候政策不确定性（TCCPU）最大值为 6.338，最小值为 2.325，表明中国气候政策不确定性波动较大。其次，企业发明和实用新型绿色专利总申请量（LnGreen），数据样本中最小值为 0，最大值为 5.375，二者之间的巨大差异，不仅揭示了中国企业绿色创新与政策支持之间的不平衡，也反映了中国企业绿色创新发展不均衡的现状。最后，企业控制变量中，企业规模变量（size）的最小值为 19.69，最大值为 26.50，中位数为 22.06，均值是 22.25，标准差为 1.289，这意味着多数公司的规模都比较小，而且大多是中小型企业。最低资产负债率为 0.039，最高资产负债率为 0.925，两者差

额较大也就意味着偿债能力明显不同。企业的成长性（Growth）最小为负数，一些样本公司显示了收入下降的征兆，最大为 18.35，平均值为 0.386，显示大部分企业的经营收益仍在增

长，成长性良好。为了排除异常连续变量对本文研究的不良影响，因此，在回归分析中，所有的连续变量都缩进了 1%。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>LnGreen</i>	29408	0.863	1.177	0	0	5.375
<i>LnGreen_Inv</i>	29408	0.579	0.966	0	0	4.898
<i>LnGreen_Uma</i>	29408	0.585	0.933	0	0	4.369
<i>LnGreen_Gr~t</i>	29408	0.664	1.001	0	0	4.745
<i>lnTCCPU</i>	29408	4.106	1.176	2.325	3.988	6.338
<i>size</i>	29408	22.25	1.289	19.69	22.06	26.50
<i>lev</i>	29408	0.428	0.204	0.039	0.421	0.925
<i>tobinq</i>	29408	2.081	1.403	0.799	1.638	15.40
<i>growth</i>	29408	0.386	1.100	-0.783	0.135	18.35
<i>fix</i>	29408	0.214	0.160	0.002	0.182	0.752
<i>cash</i>	29408	0.179	0.124	0.010	0.146	0.713
<i>age</i>	29408	2.179	0.770	0.693	2.303	3.367
<i>gdp</i>	29408	6.877	1.929	2.348	6.900	10.60
<i>m2</i>	29408	11.28	3.086	8.174	10.08	19.73
<i>pgdp</i>	29408	6.431	1.920	1.954	6.444	10.01
<i>fpi</i>	29408	1.023	0.010	1.001	1.023	1.063

表 3-1 与表 3-2 展示了所有变量之间的相关性，根据结果可知，核心变量间关系符合理论预期。气候政策不确定性（lnTCCPU）与企业绿色创新（LnGreen）的相关系数为 0.129（ $p < 0.01$ ），初步支持 H1 假设，即气候政策不确定性对企业绿色创新具有正向促进作用。同时，气候政策不确定性与中介变量企业数字化转型（digital）和 ESG 表现（esg）的相关系数分别为 0.111

和 0.135（ $p < 0.01$ ），表明气候政策不确定性确实可能通过这两条路径影响企业绿色创新行为。此外，企业绿色创新与其替代变量间存在高度相关。LnGreen 与 LnGreen_Inv、LnGreen_Uma、LnGreen_Gr~t 的相关系数分别为 0.928、0.909 和 0.844（ $p < 0.01$ ），且这些替代变量彼此间相关系数也较高，表明不同专利类型所衡量的绿色创新活动具有高度一致性。

表 3-1 相关性分析

	<i>lnTCCPU</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGree ~ v</i>	<i>LnGree ~ a</i>	<i>LnGree ~ t</i>	<i>size</i>	<i>lev</i>	<i>tobinq</i>
<i>lnTCCPU</i>	1							
<i>LnGreen</i>	0.129 ***	1						
<i>LnGreen Inv</i>	0.111 ***	0.928 ***	1					
<i>LnGreen Uma</i>	0.115 ***	0.909 ***	0.741 ***	1				
<i>LnGreen Gr ~ t</i>	0.135 ***	0.844 ***	0.767 ***	0.838 ***	1			
<i>size</i>	0.067 ***	0.431 ***	0.418 ***	0.409 ***	0.414 ***	1		
<i>lev</i>	-0.003	0.190 ***	0.168 ***	0.207 ***	0.201 ***	0.495 ***	1	
<i>tobinq</i>	-0.015 ***	-0.125 ***	-0.101 ***	-0.137 ***	-0.127 ***	-0.375 ***	-0.261 ***	1
<i>growth</i>	0.005	-0.017 ***	-0.003	-0.030 ***	-0.025 ***	0.008	0.071 ***	0.013 **
<i>fix</i>	-0.226 ***	-0.077 ***	-0.088 ***	-0.042 ***	-0.054 ***	0.053 ***	0.093 ***	-0.127 ***
<i>cash</i>	0.037 ***	-0.041 ***	-0.018 ***	-0.069 ***	-0.062 ***	-0.181 ***	-0.354 ***	0.168 ***
<i>age</i>	0.088 ***	0.100 ***	0.100 ***	0.094 ***	0.105 ***	0.377 ***	0.322 ***	-0.033 ***
<i>gdp</i>	-0.055 ***	-0.141 ***	-0.122 ***	-0.124 ***	-0.109 ***	-0.081 ***	0.038 ***	0.000
<i>m2</i>	-0.323 ***	-0.180 ***	-0.159 ***	-0.155 ***	-0.158 ***	-0.115 ***	0.061 ***	0.040 ***
<i>pgdp</i>	0.007	-0.130 ***	-0.112 ***	-0.114 ***	-0.095 ***	-0.074 ***	0.036 ***	0.004
<i>fpi</i>	-0.258 ***	-0.104 ***	-0.095 ***	-0.088 ***	-0.114 ***	-0.085 ***	0.024 ***	-0.114 ***

表 3-2 相关性分析 (续)

	<i>growth</i>	<i>fix</i>	<i>cash</i>	<i>age</i>	<i>gdp</i>	<i>m2</i>	<i>pgdp</i>	<i>fpi</i>
<i>growth</i>	1							
<i>fix</i>	0.006	1						
<i>cash</i>	-0.100 ***	-0.187 ***	1					
<i>age</i>	0.160 ***	0.027 ***	-0.324 ***	1				
<i>gdp</i>	-0.055 ***	0.055 ***	0.108 ***	-0.233 ***	1			
<i>m2</i>	0.000	0.032 ***	0.058 ***	0.054 ***	-0.058 ***	1		
<i>pgdp</i>	0.040 ***	0.056 ***	0.096 ***	0.101 ***	-0.064 ***	0.533 ***	1	
<i>fpi</i>	0.00400	0.029 ***	0.051 ***	0.052 ***	-0.054 ***	0.997 ***	0.493 ***	1

(二) 层次回归分析

表4展示了模型的层次回归结果。本文采用控制企业变量和宏观变量的方法来保证回归结果的稳健性。表4第(1)列为企业控制变量对被解释变量企业绿色创新的回归、第(2)列为加入宏观控制变量的回归结果、第(3)列为加入核心解释变量气候政策不确定性的回归结果。由第(1)列可知,企业控制变量对企业绿

色创新的解释力为0.208;在第(2)列加入宏观控制变量后,模型解释力提升至0.224;在第(3)列加入核心解释变量后,模型解释力进一步提升至0.229,说明即使在控制企业和宏观变量后,气候政策不确定性对企业绿色创新的变化仍存在较强的解释能力,即产生显著的正向影响。

表 4 层次回归结果

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>	(3) <i>LnGreen</i>
<i>lnTCCPU</i>			0.070 *** (12.45)
<i>size</i>	0.471 *** (20.45)	0.407 *** (17.29)	0.405 *** (17.24)
<i>lev</i>	-0.219 *** (-3.14)	-0.043 (-0.63)	-0.036 (-0.54)
<i>tobinq</i>	0.000 (0.06)	0.012 ** (2.41)	0.020 *** (3.87)
<i>growth</i>	-0.009 * (-1.68)	-0.001 (-0.14)	-0.000 (-0.06)
<i>fix</i>	0.077 (0.76)	0.160 (1.60)	0.187 * (1.88)
<i>cash</i>	0.124 * (1.83)	-0.007 (-0.10)	-0.035 (-0.51)
<i>age</i>	0.256 *** (11.36)	-0.050 * (-1.67)	-0.103 *** (-3.29)
<i>gdp</i>		-0.721 *** (-12.09)	-0.295 *** (-5.02)
<i>m2</i>		-0.025 *** (-9.14)	-0.030 *** (-10.67)
<i>pgdp</i>		0.681 *** (11.82)	0.254 *** (4.45)
<i>fpi</i>		4.333 *** (8.57)	2.964 *** (6.18)
常数项	-10.105 *** (-20.87)	-11.699 *** (-15.95)	-10.561 *** (-14.77)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29408	29408	29408
调整后 <i>R</i> ²	0.208	0.224	0.229

(三) 稳健性检验

出于稳健性考虑，本文采取了替换被解释变量法和滞后解释变量法对研究结果进行验证。具体而言，我们对原始被解释变量——发明和实用新型绿色专利总申请量（LnGreen）进行了替换，分别采用发明绿色专利授权数量（Ln-

Green Grant）、发明绿色专利申请数量（LnGreen Inv）以及实用新型绿色专利授权数量（LnGreen Uma）作为新的被解释变量进行回归。此外，通过对核心解释变量气候政策不确定性指数（TCCPU）进行滞后处理，并将滞后一期（F. LnGreen）和滞后两期（F2. LnGreen）的发

明和实用新型绿色专利总申请量引入模型中,以检验时间序列上的因果关系。

表5展示了稳健性检验的结果。即使在更换被解释变量后,气候政策不确定性指数(TCCPU)与三个新的被解释变量之间的关系依然在1%的水平上显著为正。这表明,不论是从专

利申请还是从专利授权的角度考察,TCCPU均能够正向促进企业的绿色创新活动。进一步通过引入滞后项分析,结果同样证实了TCCPU对企业绿色创新的正向影响不仅在当期显著,即使考虑到时间滞后效应,这一积极关系仍然稳健存在。

表5 稳健性检验——替换被解释变量法及滞后解释变量法

变量	(1) <i>LnGreen_Grant</i>	(2) <i>LnGreen_Inv</i>	(3) <i>LnGreen_Uma</i>	(4) <i>F. LnGreen</i>	(5) <i>F2. LnGreen</i>
<i>lnTCCPU</i>	0.030 *** (6.06)	0.047 *** (10.10)	0.054 *** (11.13)	0.050 *** (8.18)	0.051 *** (7.89)
<i>L. lnTCCPU</i>				0.050 *** (8.18)	0.051 *** (7.89)
<i>size</i>	0.286 *** (13.85)	0.320 *** (14.83)	0.279 *** (14.29)	0.383 *** (15.62)	0.313 *** (12.95)
<i>lev</i>	0.046 (0.78)	-0.020 (-0.35)	-0.001 (-0.02)	-0.136 * (-1.78)	-0.129 * (-1.67)
<i>tobinq</i>	0.011 ** (2.52)	0.017 *** (4.03)	0.016 *** (3.72)	0.033 *** (5.64)	0.034 *** (5.38)
<i>growth</i>	-0.001 (-0.11)	-0.000 (-0.06)	-0.002 (-0.45)	-0.002 (-0.51)	-0.009 (-1.55)
<i>fix</i>	0.278 *** (3.20)	0.122 (1.46)	0.252 *** (3.02)	0.092 (0.90)	0.102 (1.00)
<i>cash</i>	0.001 (0.03)	-0.043 (-0.73)	0.058 (1.04)	-0.086 (-1.19)	-0.020 (-0.25)
<i>age</i>	-0.046 * (-1.68)	-0.112 *** (-4.05)	-0.073 *** (-2.76)	-0.080 ** (-2.40)	-0.075 ** (-2.03)
<i>gdp</i>	-0.746 *** (-14.19)	-0.234 *** (-4.50)	-0.221 *** (-4.54)	-1.580 *** (-7.17)	-1.248 *** (-5.05)
<i>m2</i>	-0.012 *** (-5.00)	-0.024 *** (-9.88)	-0.021 *** (-8.69)	-0.033 *** (-11.15)	-0.022 *** (-5.69)
<i>pgdp</i>	0.717 *** (14.02)	0.206 *** (4.07)	0.189 *** (4.01)	1.588 *** (7.10)	1.206 *** (4.90)
<i>fpi</i>	1.497 *** (3.63)	1.958 *** (4.87)	2.324 *** (5.76)	3.047 *** (6.00)	0.099 (0.18)
常数项	-6.710 *** (-10.83)	-7.969 *** (-12.46)	-7.627 *** (-12.74)	-9.629 *** (-12.42)	-4.946 *** (-6.35)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29408	29408	29408	24866	21525
调整后 <i>R</i> ²	0.204	0.183	0.166	0.204	0.168

由于本文选取的因变量绿色专利总申请量为含有较多“0”值的计数变量，因此需使用模型替换法进一步检验模型的稳健性，即将层次回归法替换为零膨胀泊松回归与零膨胀负二项回归法，检验回归结果是否一致。根据表6第

(1)列和第(2)列的回归结果可知，气候政策不确定性对企业绿色创新的回归系数显著为正，表明气候政策不确定性能促进企业绿色创新，这一回归结果与层次回归结果一致，表明模型稳健。

变量	(1)	(2)
	泊松回归 <i>LnGreen</i>	负二项回归 <i>LnGreen</i>
<i>lnTCCPU</i>	0.028 *** (2.60)	0.029 ** (2.51)
<i>size</i>	0.386 *** (71.68)	0.399 *** (64.03)
<i>lev</i>	0.325 *** (7.92)	0.335 *** (7.49)
<i>tobinq</i>	0.008 (1.34)	0.008 (1.33)
<i>growth</i>	0.021 *** (2.76)	0.027 *** (3.32)
<i>fix</i>	-0.711 *** (-16.15)	-0.771 *** (-15.75)
<i>cash</i>	-0.023 (-0.36)	-0.081 (-1.16)
<i>age</i>	-0.121 *** (-12.73)	-0.132 *** (-12.55)
<i>gdp</i>	-0.347 *** (-3.66)	-0.350 *** (-3.41)
<i>m2</i>	-0.045 *** (-13.13)	-0.045 *** (-11.99)
<i>pgdp</i>	0.305 *** (3.24)	0.306 *** (3.01)
<i>fpi</i>	1.375 (1.40)	1.315 (1.24)
<i>_cons</i>	-9.146 *** (-9.40)	-9.344 *** (-8.90)

续表

变量	(1) 泊松回归 <i>LnGreen</i>	(2) 负二项回归 <i>LnGreen</i>
<i>inflate</i>		
<i>_cons</i>	0.469 *** (6.90)	0.598 *** (7.99)
<i>lnalpha</i>		-1.778 *** (-22.90)
<i>N</i>	29408	29408
<i>Log - Likelihood</i>	-3.4e+04	-3.4e+04
<i>chi2</i>	7061.995	7134.808

(四) 内生性问题处理

在本研究中,因变量企业绿色创新的数据来源于主动披露绿色创新活动的样本企业。但这类企业往往集中于“规模较大、高科技属性、低碳排放”等特征群体,若直接以这些已披露绿色数据的企业为分析对象,会存在样本选择偏差。比如,大企业本身就比较小企业更倾向开展绿色创新,若不纠正这种选择性偏好,就会误将企业规模对绿色创新的影响,当作气候政策不确定性对绿色创新的影响。因此,本研究采用了 Heckman 二阶段法,分两步纠正这种选择偏差。本文在 Heckman 二阶段的第一阶段先明确哪些企业会被选进绿色创新的研究样本里,用企业规模、企业所有制、无形资产占比、是否为高科技企业、是否为重污染企业这些变量,算出每个企业被选入研究样本的概率,即逆尔米斯比率 λ 。第二阶段中,把逆尔米斯比率 λ 放入回归模型,再分析气候政策不确定性对企业绿色创新的影响,以避免样本选择偏差的干扰,回归结果见表7列(1)。

此外,我们还使用了工具变量法,通过引入与气候政策不确定性相关但不直接影响企业绿色

创新的外生变量,美国同期气候政策不确定性和全球年平均气温,来解决潜在的内生性偏差。我们选择这两个工具变量的原因有二:第一,作为全球气候政策的重要参与者,美国的气候政策不确定性能够影响全球气候治理的格局,从而间接影响中国的气候政策制定。因此,美国同期的气候政策不确定性与中国气候政策不确定性之间存在一定的关联,但这种关联不直接作用于中国企业的绿色创新行为,适合充当工具变量。第二,全球年平均气温反映了全球气候变化的趋势,是影响各国气候政策制定和调整的重要因素。全球气温的变化促使各国政府采取相应的气候政策应对,从而间接影响中国的气候政策不确定性。同样,全球年平均气温不会直接影响中国企业的绿色创新活动,也适合充当工具变量。

这两种方法的应用结果显示,气候政策不确定性与企业绿色创新之间的关系在经过内生性校正后依然显著为正,且与基准回归结果十分接近。这表明,即便在控制了潜在的内生性问题后,中国气候政策的不确定性对促进企业绿色创新依旧具有显著的积极作用,从而证实了本文基准估计结果的稳健性。

表 7 内生性问题处理

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>lnTCCPU</i>	(3) <i>LnGreen</i>	(4) <i>lnTCCPU</i>	(5) <i>LnGreen</i>
<i>lnCPU</i>		2. 7520 *** (0. 0157)			
<i>avg_temperature</i>				1. 4101 *** (0. 0180)	
<i>lnTCCPU</i>	0. 0290 ** (0. 0130)		0. 0834 *** (0. 0080)		0. 0949 *** (0. 0133)
<i>controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	- 3. 2264 *** (1. 1866)				
λ	- 0. 4988 *** (0. 0446)				
<i>N</i>	28824	29019	29019	29019	29019
<i>R</i> ²			0. 2286		0. 2282

注：λ 为 Heckman 逆米尔斯比率，用于校正样本选择偏差。

（五）中介效应

为了进一步厘清气候政策不确定性如何影响企业绿色创新，我们考虑将企业数字化转型（digital）、企业 ESG 表现（esg）作为中介变量进行回归。具体中介机制检验步骤基于江艇（2022）的机制检验建议，首先估计气候政策不确定性和企业绿色创新初步的因果关系是否存在显著性，然后检验中介变量是否受到自变量气候政策不确定性（TCCPU）的显著影响，最后分析中介变量对因变量企业绿色创新（LnGreen）的影响及其在因果路径中的作用是否显著。表 8 第（1）列展示了气候政策不确定性对企业绿色创新的总效应，其回归系数为 0. 070，在 1% 水平上显著，表明气候政策不确定性总体上显著促进了企业绿色创新。第（2）列和第（5）列检验了气候政策不确定性对两个中介变量的影响，结果显示企业数字化转型和企业 ESG 表现均受到气候政策不确定性的显著正向

影响。第（3）列和第（6）列进一步揭示了企业数字化转型和 ESG 表现均与绿色创新呈显著正相关。第（4）列和第（7）列在加入中介变量后重新检验了气候政策不确定性对绿色创新的影响，结果发现，当引入企业数字化转型作为中介变量时，系数从 0. 070 下降至 0. 067；当引入 ESG 表现作为中介变量时，系数由 0. 070 降至 0. 068，但结果均显著。这表明，尽管气候政策不确定性能直接推动企业绿色创新，但其部分作用通过数字化转型和 ESG 表现得以实现，支持了中介效应的存在。具体来说，企业数字化转型作为中介变量之一，表明在气候政策不确定性的背景下，企业通过采用数字技术和创新的数字化业务模式，能更有效地响应环境变化和政策要求，从而提高其绿色创新的能力（Chen et al. , 2023）。数字化转型不仅优化了企业的资源配置，提高了运营效率，而且通过促进信息共享和知识交流，为绿色创新提供了肥

沃的土壤。企业 ESG 表现作为另一个中介变量，反映了企业在环境保护、社会责任和良好治理方面的绩效。在气候政策不确定性的驱动下，那些注重提高 ESG 表现的企业更有可能实施绿

色创新（Yang C et al.，2024），因为良好的 ESG 表现有助于企业建立起积极的社会形象，吸引投资，获得政策支持和市场认可，从而在绿色技术和产品上投入更多。

表 8

中介效应——三步法

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>digital</i>	(3) <i>LnGreen</i>	(4) <i>LnGreen</i>	(5) <i>esg</i>	(6) <i>LnGreen</i>	(7) <i>LnGreen</i>
<i>lnTCCPU</i>	0.070 *** (12.45)	0.051 *** (8.15)		0.067 *** (12.06)	0.126 *** (3.52)		0.068 *** (12.24)
<i>digital</i>			0.054 *** (6.63)	0.050 *** (6.21)			
<i>esg</i>						0.011 *** (7.47)	0.010 *** (7.28)
<i>size</i>	0.405 *** (17.24)	0.315 *** (13.55)	0.390 *** (16.58)	0.389 *** (16.57)	1.375 *** (12.98)	0.393 *** (16.56)	0.391 *** (16.53)
<i>lev</i>	-0.036 (-0.54)	-0.283 *** (-3.54)	-0.028 (-0.40)	-0.022 (-0.33)	-4.594 *** (-11.95)	0.005 (0.08)	0.010 (0.15)
<i>tobinq</i>	0.020 *** (3.87)	0.039 *** (5.78)	0.010 ** (2.05)	0.018 *** (3.49)	-0.024 (-0.77)	0.012 ** (2.49)	0.020 *** (3.93)
<i>growth</i>	-0.000 (-0.06)	0.004 (0.68)	-0.001 (-0.18)	-0.000 (-0.09)	0.001 (0.02)	-0.001 (-0.14)	-0.000 (-0.06)
<i>fix</i>	0.187 * (1.88)	-0.695 *** (-6.64)	0.198 ** (2.00)	0.222 ** (2.24)	0.091 (0.17)	0.159 (1.61)	0.186 * (1.87)
<i>cash</i>	-0.035 (-0.51)	-0.397 *** (-4.39)	0.014 (0.20)	-0.015 (-0.22)	1.195 *** (2.88)	-0.020 (-0.29)	-0.047 (-0.70)
<i>age</i>	-0.103 *** (-3.29)	0.267 *** (7.56)	-0.067 ** (-2.21)	-0.116 *** (-3.72)	-1.321 *** (-7.46)	-0.037 (-1.25)	-0.089 *** (-2.87)
<i>gdp</i>	-0.295 *** (-5.02)	-0.044 (-0.70)	-0.702 *** (-11.87)	-0.293 *** (-4.99)	1.012 *** (2.94)	-0.723 *** (-12.17)	-0.306 *** (-5.21)
<i>m2</i>	-0.030 *** (-10.67)	-0.048 *** (-15.50)	-0.022 *** (-8.33)	-0.028 *** (-9.89)	-0.034 ** (-2.06)	-0.024 *** (-9.09)	-0.030 *** (-10.60)
<i>pgdp</i>	0.254 *** (4.45)	0.006 (0.10)	0.664 *** (11.63)	0.254 *** (4.45)	-1.009 *** (-3.01)	0.684 *** (11.91)	0.265 *** (4.64)
<i>fpi</i>	2.964 *** (6.18)	-0.144 (-0.29)	4.287 *** (8.52)	2.971 *** (6.21)	8.225 *** (2.83)	4.221 *** (8.35)	2.880 *** (6.00)
常数项	-10.561 *** (-14.77)	-5.261 *** (-7.31)	-11.371 *** (-15.57)	-10.296 *** (-14.45)	38.092 *** (10.13)	-12.078 *** (-16.52)	-10.950 *** (-15.37)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29408	29408	29408	29408	29408	29408	29408
调整后 <i>R</i> ²	0.229	0.317	0.226	0.231	0.039	0.227	0.231

由于三步法依赖于正态分布假设，因此需要进一步用 bookstrap 法进行中介效应检验，重复抽样次数设定为 1000 次，以增强结果的稳健性。检验结果如表 9 所示，当企业数字化转型为中介变量时，间接效应系数为 0.0337，且置信区间不包含 0，说明企业数字化转型是气候政策不确定性影响企业绿色创新的中介变量；当

企业 ESG 表现为中介变量时，间接效应系数为 0.0062，且置信区间不包含 0，说明企业 ESG 表现也是气候政策不确定性影响企业绿色创新的中介变量。这一结果与三步法的中介效应检验结果一致，即气候政策不确定性通过推动企业数字化转型进程和改善企业 ESG 表现，间接促进了企业绿色创新能力的提升。

表 9 中介效应——bookstrap 法

	effect	Observed coefficient	Bootstrap std. err.	z	P > z	Normal – based [95% conf. interval]	
digital	Indirect	0.0337 ***	0.0013	26.8200	0.0000	0.0312	0.0362
	Direct	0.0529 ***	0.0049	10.8700	0.0000	0.0433	0.0624
	Total	0.0866 ***	0.0047	18.4200	0.0000	0.0773	0.0958
esg	Indirect	0.0062 ***	0.0008	7.8400	0.0000	0.0046	0.0077
	Direct	0.0833 ***	0.0046	18.0300	0.0000	0.0742	0.0923
	Total	0.0895 ***	0.0048	18.7900	0.0000	0.0801	0.0988

（六）异质性检验

我们将样本按行业划分为高低碳行业、技术密集产业和非技术密集型产业、重污染产业和非重污染产业、高行业竞争和低行业竞争以及制造业和非制造业。研究发现，气候政策的不确定性与企业绿色创新之间存在显著的正相关关系，这意味着企业在面对气候政策不确定性时倾向于加大绿色创新的投入。进一步分析发现，气候政策不确定性对企业绿色创新的影响对高碳行业、非技术密集行业、重污染行业、高竞争性行业、非制造业中的企业影响更为显著。高碳行业的企业由于面临更强的政策约束与碳减排压力，企业需通过绿色技术创新规避碳税等潜在政策风险，从而主动将气候政策不确定性转化为绿色技术研发动力，而低碳行业由于已嵌入绿色技术轨道，政策信号对其创新边际激励有限，且低碳技术迭代周期较长，短

期内难以通过气候政策不确定性触发显著创新增量。非技术密集产业的企业由于面临更强的合规压力，在气候政策不确定性驱动下，通过快速调整生产流程实现绿色创新，其响应速度与增量显著高于技术密集行业。尽管后者具备技术优势，但长期研发投入受气候政策不确定性的政策信号模糊性制约，短期创新弹性较低（Hawn & Ioannou, 2016）。重污染产业的企业由于环境规制强度倒逼效应显著（Datta et al., 2022），通过绿色创新降低环境处罚风险，比非重污染产业中的企业在应对气候政策不确定性时的绿色创新程度更为显著。高行业竞争的企业由于竞争加剧企业战略敏捷性需求，驱动企业通过绿色差异化创新获取竞争优势（Bammens & Hünermund, 2023），比低行业竞争的企业在应对气候政策不确定性时的绿色创新程度更为显著。非制造业企业经营活动通常更加多

样化,不像制造业企业那样依赖于大量的能源和资源,更容易调整其经营模式和策略,通过减少能源消耗、改善供应链管理和推广可再生

能源等方式以适应气候政策的变化,在面临气候政策不确定性时的绿色创新投入比制造业企业更多。

表 10 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	高碳产业	低碳产业	技术密集产业	非技术密集产业	重污染产业	非重污染产业	高行业竞争	低行业竞争	制造业	非制造业
	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>	<i>LnGreen</i>
<i>lnTCCPU</i>	0.073 *** (11.10)	0.050 *** (4.95)	0.058 *** (6.52)	0.076 *** (10.78)	0.077 *** (8.49)	0.062 *** (8.81)	0.080 *** (7.46)	0.066 *** (9.81)	0.067 *** (9.61)	0.069 *** (7.50)
<i>size</i>	0.492 *** (17.77)	0.245 *** (7.79)	0.494 *** (13.58)	0.338 *** (11.46)	0.388 *** (11.39)	0.406 *** (13.82)	0.357 *** (7.93)	0.422 *** (14.92)	0.504 *** (17.69)	0.243 *** (7.94)
<i>lev</i>	-0.078 (-1.00)	-0.168 * (-1.68)	0.163 (1.53)	-0.165 ** (-1.99)	-0.225 ** (-2.17)	0.028 (0.32)	0.048 (0.43)	-0.052 (-0.65)	-0.127 (-1.58)	-0.072 (-0.74)
<i>tobinq</i>	0.023 *** (3.62)	-0.001 (-0.14)	0.021 *** (3.01)	0.016 ** (2.04)	0.026 *** (2.90)	0.013 ** (2.17)	0.004 (0.38)	0.022 *** (3.61)	0.022 *** (3.51)	0.006 (0.69)
<i>growth</i>	-0.001 (-0.13)	0.001 (0.17)	-0.005 (-0.49)	0.004 (0.89)	0.008 (0.68)	-0.002 (-0.39)	-0.012 (-1.16)	0.002 (0.40)	-0.005 (-0.56)	0.004 (1.04)
<i>fix</i>	0.067 (0.63)	0.406 ** (2.36)	0.359 ** (2.18)	0.093 (0.77)	0.172 (1.25)	0.321 ** (2.35)	0.292 * (1.82)	0.104 (0.85)	0.137 (1.22)	0.130 (0.79)
<i>cash</i>	-0.103 (-1.27)	-0.143 (-1.38)	-0.036 (-0.36)	0.021 (0.24)	0.046 (0.44)	-0.077 (-0.92)	-0.063 (-0.50)	-0.046 (-0.58)	-0.070 (-0.82)	-0.128 (-1.30)
<i>age</i>	-0.205 *** (-5.92)	0.156 ** (2.53)	-0.197 *** (-4.59)	-0.032 (-0.75)	-0.219 *** (-4.31)	-0.037 (-0.95)	-0.086 (-1.46)	-0.089 ** (-2.40)	-0.181 *** (-5.17)	0.063 (1.11)
<i>gdp</i>	-0.347 *** (-4.97)	-0.150 (-1.39)	-0.362 *** (-4.02)	-0.272 *** (-3.53)	-0.422 *** (-4.31)	-0.241 *** (-3.35)	-0.386 *** (-3.53)	-0.237 *** (-3.33)	-0.248 *** (-3.39)	-0.406 *** (-4.22)
<i>m2</i>	-0.037 *** (-10.65)	-0.012 ** (-2.54)	-0.034 *** (-7.51)	-0.027 *** (-7.45)	-0.036 *** (-7.42)	-0.027 *** (-7.68)	-0.034 *** (-6.18)	-0.030 *** (-8.80)	-0.035 *** (-9.81)	-0.023 *** (-5.06)
<i>pgdp</i>	0.300 *** (4.42)	0.126 (1.19)	0.317 *** (3.62)	0.234 *** (3.13)	0.371 *** (3.89)	0.206 *** (2.95)	0.338 *** (3.18)	0.201 *** (2.90)	0.206 *** (2.89)	0.368 *** (3.93)
<i>fpi</i>	3.274 *** (5.72)	1.706 * (1.96)	2.192 *** (2.87)	3.652 *** (5.92)	4.296 *** (5.30)	2.271 *** (3.89)	3.518 *** (3.72)	2.762 *** (4.85)	2.994 *** (5.09)	2.726 *** (3.45)
常数项	-12.359 *** (-14.74)	-6.676 *** (-5.82)	-11.199 *** (-9.94)	-10.197 *** (-10.93)	-11.243 *** (-9.92)	-10.026 *** (-11.42)	-10.075 *** (-6.97)	-10.764 *** (-12.62)	-12.393 *** (-14.41)	-7.236 *** (-6.61)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21809	7599	13473	15935	9875	19533	8706	20702	19170	10238
调整后 <i>R</i> ²	0.249	0.167	0.242	0.206	0.207	0.228	0.219	0.220	0.241	0.194

五、研究结论与讨论

（一）研究结论

本文基于制度理论与动态能力视角，以2010—2022年中国A股上市企业为样本，系统研究了气候政策不确定性对企业绿色创新的影响及其作用机制。实证结果表明，气候政策不确定性的上升对企业绿色创新具有显著的促进作用，这源于企业对复杂政策信号的双重动态响应：一方面，气候政策不确定性通过强化环境规制压力与政策红利预期，倒逼企业提升其在环境、社会和治理（ESG）方面的表现，以获取外部合法性资源，从而为绿色创新铺平道路。另一方面，气候政策不确定性激发了企业的数字化转型动能，通过数据要素赋能，优化了绿色创新的决策效率与资源配置能力。进一步的异质性分析表明，上述促进效应在高碳行业、非技术密集型行业、重污染行业、高竞争性行业以及非制造业中表现得尤为突出。这表明，面对气候政策环境的不确定性，企业并非被动承受风险，而是能够主动将其转化为驱动创新的战略契机。

（二）理论贡献

第一，深化气候政策不确定性作为创新激励信号的理论内涵，揭示其驱动绿色创新的微观能力构建路径。现有研究多将气候政策不确定性视为宏观层面的政策信号，认为其通过释放转型预期激励企业创新。但该视角停留于信号传递表层，未能解释企业如何将外部压力转化为持续创新的内生动力。本文融合制度理论与动态能力理论，指出气候政策不确定性的核

心激励效应在于驱动企业构建关键能力：一方面，倒逼合规促使企业提升ESG表现，获取社会合法性；另一方面，激发转型驱动企业加速数字化，提升战略敏捷性。这两项能力的协同建设，共同构成企业将政策信号转化为实质性绿色创新的核心机制。由此，本文将激励效应从被动接收信号，拓展为主动构建能力，加深了该视角的理论深度。

第二，揭示ESG与数字化转型的战略杠杆价值。本文突破将ESG视为被动合规工具、将数字化视为纯技术手段的传统认知，论证二者是企业动荡政策环境中主动构建竞争优势的核心能力。ESG表现是企业获取外部合法性、缓解融资约束的能力载体；数字化转型则是企业提升政策感知力、优化资源配置的必由之路。二者共同构成企业将外部压力转化为创新动力的中介机制。

第三，明晰气候政策不确定性的边界条件，拓展理论适用性。本文通过异质性分析，识别出气候政策不确定性的促进效应在高碳、非技术密集、重污染、高竞争及非制造等行业中更为显著。这一发现表明，气候政策不确定性对企业的影响效果高度依赖于企业的行业属性与资源禀赋，从而为企业在不同情境下制定差异化绿色战略提供了清晰的理论依据。

（三）实践启示

本研究的发现对政府政策制定者和企业管理者具有一定的实践启示。

对政府而言，应认识到气候政策不确定性本身蕴含的积极信号价值。气候政策的频繁调整与目标迭代，虽然带来了短期的不确定性，但也向市场释放了国家坚定推进绿色转型的强

烈信号。因此，气候的政策制定不应一味追求绝对的稳定和清晰，而应注重气候政策信号的连贯性与可预期性，通过建立多层次、多工具的政策组合，为企业提供清晰的长期导向。具体措施包括：第一，完善市场导向的碳定价机制，让价格信号引导企业自主进行绿色创新；第二，制定并实施更严格的 ESG 信息披露与评级标准，利用市场力量推动企业提升可持续发展绩效；第三，提供财税补贴和专项资金，积极引导和支持企业，特别是高碳和重污染企业，进行数字化转型，为其通过技术手段应对政策波动、实现绿色升级提供切实保障。

对企业而言，应转变将气候政策不确定性视为纯粹风险的消极心态，主动将其识别为战略转型的机遇。第一，企业应将提升 ESG 表现作为一项核心战略，而非应付监管的权宜之计。通过主动、透明地披露环境与社会信息，积极与投资者、客户等利益相关者沟通，企业可以有效构建社会信任，降低融资成本，并将外部合法性压力转化为内部创新动力。第二，企业应加速数字化转型步伐，加大对人工智能、大数据等数字技术的投资。通过构建智能化的政策监测与分析系统，企业可以更精准地把握政策走向，预测潜在风险，并通过数字孪生、工业互联网等技术优化研发流程、提高创新效率，从而在动荡的气候政策环境中保持战略定力与竞争优势。第三，不同行业属性的企业应采取差异化的应对策略。高碳、重污染企业应将绿色创新视为生存和发展的必由之路，加大核心技术研发投入。而非制造业等轻资产企业，则可充分发挥其灵活性，通过商业模式创新和供应链管理优化来快速响应政策变化，实现绿

色转型。

接受编辑：钱翠丽

收稿时间：2024 年 6 月 11 日

接收时间：2025 年 10 月 10 日

作者简介

杨卓尔（E-mail: zryang@nwpu.edu.cn），现任西北工业大学公共政策与管理学院讲师，硕士生导师，西安交通大学管理学博士，在《科学学研究》《科研管理》《管理评论》《科学与科学技术管理》《International Business Review》等权威期刊上发表与企业创新管理、制度资本、制度协同战略、制度环境感知等主题密切相关学术论文，目前主要研究方向为学术创新、技术创新。通讯作者吴琦，西北工业大学公共政策与管理学院研究生在读，在 Applied economics 发表学术论文一篇，目前主要研究方向为气候金融。

张澄，现任西北工业大学公共政策与管理学院副教授，硕士生导师。西安交通大学经济学博士，在 Journal of International Financial Management & Accounting、Pacific - Basin Finance Journal 等期刊发表学术论文十余篇，目前主要研究方向为气候金融、金融风险。

项目资助

1. 国家自然科学基金青年项目：新兴技术企业制度协同战略对双元绿色创新的影响机制研究（编号：72102182）

2. 国家自然科学基金青年项目，嵌入气候风险指数的系统性金融风险传染效应与预警机

制研究（编号：72403197）

3. 陕西省自然科学基金一般项目 - 青年项目：新兴技术企业多维度创新协同战略对绿色创新的影响机制研究（编号：2021JQ - 127）

4. 陕西省社会科学基金项目，关中平原城市群经济韧性的时空演变、影响因素与协同发展研究（编号：2021D050）

参考文献

[1] 郭晶、雍志婷：《气候政策不确定性与企业绿色创新——基于新闻媒体文本分析方法的测度》，《金融与经济》，2023 第 9 期。

[2] 郭道燕、蔡杨、宋丙辛：《学非所用还是学以致用？——CEO 教育经历对能源企业绿色技术创新的影响研究》，《华东经济管理》，2024 年第 4 期。

[3] 江艇：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》，2022 年第 5 期。

[4] 姜广省、卢建词：《逻辑兼容性：绿色投资者、环境规制与企业绿色创新》，《经济管理》，2023 年第 9 期。

[5] 刘金科、肖翊阳：《中国环境保护税与绿色创新：杠杆效应还是挤出效应？》，《经济研究》，2022 年第 1 期。

[6] 李亚兵、夏月、赵振：《高管绿色认知对重污染行业企业绩效的影响：一个有调节的中介效应模型》，《科技进步与对策》，2023 年第 7 期。

[7] 王馨、王营：《绿色信贷政策增进绿色创新研究》，《管理世界》，2021 第 6 期。

[8] 阳镇、凌鸿程、陈劲：《社会信任与企业绿色技术创新——基于上市公司微观证据的研究》，《武汉大学学报（哲学社会科学版）》，2024 年第 1 期。

[9] 张铂晨、赵树宽：《政府补贴对企业绿色创新的影响研究——政治关联和环境规制的调节作用》，《科研管理》，2022 年第 11 期。

[10] Ahsan, Tanveer, Qureshi, Muhammad Azeem. The nexus between policy uncertainty, sustainability disclosure and firm performance. *Applied Economics*, 2021, 53, (4): 441 - 453.

[11] Bai D, Du L, Xu Y, et al. 2023, "Climate policy uncertainty and corporate green innovation: Evidence from Chinese A - share listed industrial corporations", *Energy Economics*, 127: 107020.

[12] Berrone P, Fosfuri A, Gelabert L, et al. 2013, "Necessity as the mother of 'green' inventions: Institutional pressures and environmental innovations", *Strategic Management Journal*, 34 (8): 891 - 909.

[13] Bammens Y, Hünermund P. 2023, "Ecological community logics, identifiable business ownership, and green innovation as a company response", *Research Policy*, 52 (8): 104826.

[14] Berrone, Pascual, Fosfuri, Andrea, Gelabert, Liliana, et al. Necessity as the mother of "green" inventions: Institutional pressures and environmental innovations. *Strategic Management Journal*, 2013, 34, (8): 891 - 909.

[15] Bogers, Marcel, Chesbrough, Henry, Heaton, Sohvi, et al. Strategic Management of Open Innovation: A Dynamic Capabilities Perspective. *California Management Review*, 2019, 62, (1): 77 - 94.

[16] Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, 131 (04) 1593 - 1636.

[17] Bhattacharya U, Hsu P - H, Tian X, Xu Y. What Affects Innovation More: Policy or Policy Uncertainty? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2017; 52 (5): 1869 - 1901.

[18] Castellacci F, Lie C M. 2017, "A taxonomy of green innovators: Empirical evidence from South Korea", *Journal of Cleaner Production*, 143: 1036 - 1047.

[19] Chen P, Hao Y. 2022, "Digital transformation

and corporate environmental performance: The moderating role of board characteristics”, *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 29 (5): 1757 – 1767.

[20] Chu Z, Wang L, Lai F. 2019, “Customer pressure and green innovations at third party logistics providers in China: The moderation effect of organizational culture”, *The International Journal of Logistics Management*, 30 (1): 57 – 75.

[21] Cui X, Wang C, Sensoy A, et al. 2023, “Economic policy uncertainty and green innovation: Evidence from China”, *Economic Modelling*, 118: 106104.

[22] Farooq U, Shafiq M N, Subhani B H, et al. 2024, “Climate policy uncertainty and regional innovation performance: New empirical evidence from the United States”, *Managerial and Decision Economics*.

[23] Fusillo Fabrizio. 2023, “Green Technologies and diversity in the knowledge search and output phases: Evidence from European Patents”, *Research Policy*, 524: 104727.

[24] Gavrilidis, K. 2021, “Measuring climate policy uncertainty”, Available at SSRN 3847388.

[25] Hoang K. 2022, “How does corporate R&D investment respond to climate policy uncertainty? Evidence from heavy emitter firms in the United States”, *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 29 (4): 936 – 949.

[26] Houston J F, Shan H. 2022, “Corporate ESG profiles and banking relationships”, *The Review of Financial Studies*, 35 (7): 3373 – 3417.

[27] Hu S, Gong D. 2019, “Economic policy uncertainty, prudential regulation and bank lending”, *Finance Research Letters*.

[28] Huo, Mengjun, Li, Chao, Liu, Renhuai. Climate policy uncertainty and corporate green innovation performance: From the perspectives of organizational inertia and

management internal characteristics [J]. *Managerial And Decision Economics*, 2024, 45, (1): 34 – 53.

[29] Huang, Ming – Hui, Rust, Roland T. A Framework for Collaborative Artificial Intelligence in Marketing [J]. *Journal Of Retailing*, 2022, 98, (2): 209 – 223.

[30] Huang JW, Li YH. 2017, “Green innovation and performance: The view of organizational capability and social reciprocity”, *Journal of business ethics*, 145: 309 – 324.

[31] Huang J, Wang Z, Jiang Z, et al. 2023, “Environmental policy uncertainty and corporate green innovation: evidence from China”, *European Journal of Innovation Management*, 26 (6): 1675 – 1696.

[32] Huo M, Li C, Liu R. 2024, “Climate policy uncertainty and corporate green innovation performance: From the perspectives of organizational inertia and management internal characteristics”, *Managerial and Decision Economics*, 45 (1): 34 – 53.

[33] Hawn, Olga, Ioannou, Ioannis. Mind the gap: The interplay between external and internal actions in the case of corporate social responsibility [J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37, (13): 2569 – 2588.

[34] He M, Zhang Y. 2022, “Climate policy uncertainty and the stock return predictability of the oil industry”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 101675.

[35] Irfan M, Razzaq A, Sharif A, et al. 2022, “Influence mechanism between green finance and green innovation: exploring regional policy intervention effects in China”, *Technological Forecasting and Social Change*, 182: 121882.

[36] Lee K, Cho J. 2023, “Measuring Chinese climate uncertainty”, *International Review of Economics and Finance*, 891901.

[37] Li S, Jayaraman V, Paulraj A, et al. 2016, “Proactive environmental strategies and performance: Role of

green supply chain processes and green product design in the Chinese high – tech industry”, *International Journal of Production Research*, 54 (7): 2136 – 2151.

[38] Lins KV, Servaes H, Tamayo A. 2017, “Social capital, trust, and firm performance: The value of corporate social responsibility during the financial crisis”, *The Journal of Finance*, 72 (4): 1785 – 1824.

[39] Ma YR, Liu Z, Ma D, et al. 2023, “A news – based climate policy uncertainty index for China”, *Scientific Data*, 10 (1): 881.

[40] Nambisan, Satish, Wright, Mike, Feldman, Maryann. The digital transformation of innovation and entrepreneurship: Progress, challenges and key themes [J]. *Research Policy*, 2019, 48, (8)

[41] Quan X, Ke Y, Qian Y, et al. 2021, “CEO foreign experience and green innovation: Evidence from China”, *Journal of Business Ethics*, 1 – 23.

[42] Ren X, Zhang X, Yan C, et al. 2022, “Climate policy uncertainty and firm – level total factor productivity: Evidence from China”, *Energy economics*, 113: 106209.

[43] Scott WR. 2005, “Institutional theory: Contributing to a theoretical research program”, *Great Minds In Management: The Process Of Theory Development*, 37 (2): 460 – 484.

[44] Stroebe J, Wurgler J. 2021, “What Do You Think about Climate Finance?”, *Journal of Financial Economics*, 142 (2): 487 – 498.

[45] Saberi, S., Kouhizadeh, M., Sarkis, J., & Shen, L. (2019). Blockchain technology and its relationships to sustainable supply chain management. *International Journal of Production Research*, 57 (7), 2117 – 2135.

[46] Sharma, S. (2000). Managerial interpretations and organizational context as predictors of corporate choice of environmental strategy. *Academy of Management journal*, 43

(4), 681 – 697.

[47] Sanchez R. 2004, “Understanding competence – based management: Identifying and managing five modes of competence”, *Journal of Business research*, 57 (5): 518 – 532.

[48] Sun G, Fang J, Li T, et al. 2024, “Effects of climate policy uncertainty on green innovation in Chinese enterprises”, *International Review of Financial Analysis*, 91: 102960.

[49] Tang M, Liu Y, Hu F, Wu B. 2023, “Effect of digital transformation on enterprises’ green innovation: Empirical evidence from listed companies in China”, *Energy Economics*, 128: 107135.

[50] Tian Y, Chen S, Dai L. 2024, “How climate risk drives corporate green innovation: Evidence from China”, *Finance Research Letters*, 59: 104762.

[51] Tao, F., Zhang, H., Liu, A., & Nee, A. Y. C. (2019). Digital twin in industry: State – of – the – art. *IEEE Transactions on Industrial Informatics*, 15 (4), 2405 – 2415.

[52] Wang Y, Li M. 2022, “Credit policy and its heterogeneous effects on green innovations”, *Journal of Financial Stability*, 58: 100961.

[53] Wei Z, Sun L. 2021, “How to leverage manufacturing digitalization for green process innovation: an information processing perspective”, *Industrial Management & Data Systems*, 121 (5): 1026 – 1044.

[54] Xie R, Teo T S H. 2022, “Green technology innovation, environmental externality, and the cleaner upgrading of industrial structure in China—Considering the moderating effect of environmental regulation”, *Technological Forecasting and Social Change*, 184: 122020.

[55] Chen X, Zhou P, Hu D. 2023, “Influences of the ongoing digital transformation of the Chinese Economy on innovation of sustainable green technologies”, *Science of The*

Total Environment, 875: 162708.

[56] Xu Y, Yang Z. 2023, “Economic policy uncertainty and green innovation based on the viewpoint of resource endowment”, *Technology Analysis & Strategic Management*, 35 (7): 785 – 798.

[57] Mo Y, Liu X. 2023, “Climate policy uncertainty and digital transformation of enterprise – Evidence from China”, *Economic letters*, 223: 111377.

[58] Yang C, Zhu C, Albitar K. 2024, “ESG ratings and green innovation: A U – shaped journey towards sustain-

able development”, *Business Strategy and the Environment*.

[59] Zhou Y, Huo W, Bo L, et al. 2023, “Impact and mechanism analysis of ESG ratings on the efficiency of green technology innovation”, *Finance Research Letters*, 58: 104591.

[60] Zhang, Hua, Lai, Jie, Jie, Shuijing. Quantity and quality: The impact of environmental, social, and governance (ESG) performance on corporate green innovation. *Journal Of Environmental Management*, 2024, 354, 120272.