

分类号
U D C

密级
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 绿色金融政策对企业技术创新的影响研究
——以绿色金融改革创新试验区为例

研究生姓名: 甘崎旭

指导教师姓名、职称: 许静教授

学科、专业名称: 理论经济学 人口、资源与环境经济学

研究方向: 生态经济与可持续发展

提交日期: 2024年6月5日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名：甘崎旭 签字日期：2024年6月5日

导师签名：许静 签字日期：2024年6月5日

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；
2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名：甘崎旭 签字日期：2024年6月5日

导师签名：许静 签字日期：2024年6月5日

The Impact of Green Financial Policy on Enterprise Technological Innovation ——Taking the Green Finance Reform and Innovation Pilot Zone as an Example

Candidate : Qixu Gan

Supervisor: Jing Xu

摘 要

改革开放以来,我国经济迅猛发展,取得了举世瞩目的成绩,成为世界经济增长的引擎。然而,多年来“粗放型”快速增长方式引发的资源短缺、环境污染、生态退化等问题日益严重。如何改变经济增长与环境保护目标相互排斥的现状,实现经济发展与环境保护目标的协同发展成为我国当前面临的一个重要问题。

绿色金融改革创新试验区政策是近年来我国在绿色金融事业发展上的一次重要尝试。国务院先后在浙江、广东、江西、贵州、新疆 5 省(区)以及甘肃省设立了绿色金融改革创新试验区。该政策事关我国产业绿色升级,有效推动了信贷资源由污染型部门向清洁型部门流动。本文运用经济学、管理学等学科的相关知识和理论,研究绿色金融政策改革创新试验区政策对企业技术创新的影响。

本文首先从理论与经验证据角度剖析环境政策对企业技术创新可能的影响,探究本文研究的理论意义与创新点;其次从现实角度,分析中国绿色金融、绿色金融改革创新试验区的发展现状,提出本文研究的现实意义;最后根据本文研究主题,搭建理论框架、提出理论假说,根据文献综述与理论假说提出的问题,开展实证研究。

本文基于 2012—2021 年间中国沪深两市 A 股上市公司数据,以 2017 年 6 月实施的绿色金融改革创新试验区政策为准自然实验,采用三重差分模型分析该政策实施前后、试验区相对于非试验区、高污染行业相对于低污染行业企业技术创新水平的差异。首先通过相关性分析检验本文选取变量不存在严重的共线性问题,可以进行下一步的回归;其次回归结果表明,相较于试验区低污染企业而非试验区企业,该政策显著抑制了试验区高污染企业的创新数量和创新质量,即绿色金融改革创新试验区政策没有起到倒逼高污染企业技术创新的作用,这一结果通过了平行趋势检验和一系列稳健性检验;然后通过异质性分析发现,该政策对国有和非国有企业的影响存在差异,对国有高污染企业技术创新的抑制作用主要体现在创新数量上,对非国有高污染企业的创新数量和创新质量都表现出显著抑制作用,对数字化转型程度较低和东部地区的高污染企业技术创新的抑制作用更强;最后展开中介机制分析,结果表明该政策通过缩减试验区高污染企业的债务融资

规模和提高其风险规避水平，进而抑制了该类企业的技术创新。

以上结论对于完善绿色金融改革创新试验区政策、促进信贷资源的合理流动具有一定的参考价值，本文根据以上研究结果，提出发展绿色金融与提升企业技术创新水平的相关对策，总结本文研究的不足之处，提出展望。本文研究的不足之处在于：第一，我国中小微企业占企业总量比例达 99%，受数据限制本研究仅以上市公司作为研究对象，对中国整体企业发展的指导意义不足；第二，绿色金融改革创新试验区政策的颁布时间为 2017 年 6 月，政策实施时间还较短，研究结论可能对该政策的评价有失偏颇；第三，该政策在地区、行业、企业层面均可能存在影响，本文研究视角仅以企业层面作为展开，缺乏对宏观影响的进一步分析。针对上述不足本文提出展望：第一，以中国中小微企业为研究样本，研究该政策对其影响是否与上市公司存在差异；第二，在未来当该政策实施年份变得更长时需要重新评价该政策的效果；第三，从行业、地区层面分析该政策的整体效果。

关键词：绿色金融改革创新试验区；技术创新；创新数量；创新质量；三重差分

Abstract

Since the reform and opening up, China's economy has developed rapidly and made remarkable achievements, becoming the engine of world economic growth. However, the problems of resource shortage, environmental pollution and ecological degradation caused by the "rough" mode of rapid growth over the years have become increasingly serious. How to change the status quo of mutual exclusion between economic growth and environmental protection goals, and realize the synergistic development of economic development and environmental protection goals has become an important issue for China.

The green financial reform and innovation pilot zone policy is an important attempt in the development of green finance in China in recent years. In 2017, the State Council constructed pilot zones for green financial reform and innovation in eight cities in five provinces (autonomous regions) of Zhejiang, Guangdong, Jiangxi, Guizhou and Xinjiang with their own focus and characteristics, exploring replicable and popularized experiences in terms of institutional mechanisms. In November 2019, the State Council further established a pilot zone for green financial reform and innovation in Lanzhou New District, Gansu Province. to establish a pilot zone for green financial reform and innovation. The policy effectively promotes the flow of credit resources from polluting sectors to clean sectors, and is about the green upgrading of China's industries. Enterprises are the main body of

the market economy, and it is very important to study the impact of green financial policy and green financial business from the perspective of enterprises. This paper utilizes the relevant knowledge and theories of economics, management and other disciplines to study the impact of green financial policy reform and innovation pilot zone policy on enterprise technological innovation.

Firstly, This paper analyzes the possible impact of environmental policies on corporate technological innovation from the perspective of theory and empirical evidence, and explores the theoretical significance and innovation of this study; secondly, from the perspective of reality, it analyzes the development status of China's green finance and green finance reform and innovation pilot zones, and puts forward the practical significance of this study; lastly, based on the theme of the paper, it builds up a theoretical framework, puts forward theoretical hypotheses, and conducts empirical research according to the issues raised in the literature review and theoretical hypotheses. Finally, according to the theme of this paper, we build a theoretical framework, put forward theoretical hypotheses, and carry out empirical research based on the issues raised by the literature review and theoretical hypotheses.

Based on the data of A-share listed companies in China's Shanghai and Shenzhen cities during the period of 2012-2021, this paper takes the green financial reform and innovation pilot zone policy implemented in

June 2017 as a quasi-natural experiment, and adopts the triple difference model to analyze the differences in the level of technological innovation of enterprises before and after the implementation of this policy, in the pilot zone relative to the non-pilot zone, and in high-pollution industries relative to low-pollution industries. Firstly, through the correlation analysis to test that the variables selected in this paper do not have serious covariance problems, and the next regression can be carried out. Secondly, the regression results show that the policy significantly inhibits the quantity and quality of innovation of high-polluting enterprises in the test area compared to low-polluting enterprises in the test area and non-test area enterprises, i.e., the policy of the pilot area for green financial reform and innovation does not play a role in forcing the high-pollution enterprises to make technological innovations, this The results passed the parallel trend test and a series of robustness tests. Thirdly through the heterogeneity analysis found that there are differences in the impact of the policy on state-owned and non-state-owned enterprises, the inhibition of technological innovation of state-owned high-polluting enterprises is mainly reflected in the quantity of innovation, and the quantity and quality of innovation of non-state-owned high-polluting enterprises show significant inhibition, and the inhibition of technological innovation of high-polluting enterprises in the eastern region with a lower degree of digital transformation is stronger than that of high-polluting enterprises with a lower degree of

digital transformation. Finally, the analysis of intermediary mechanism shows that the policy inhibits the technological innovation of high-polluting enterprises in the experimental area by reducing the scale of debt financing and increasing the level of risk aversion.

The above conclusions have certain reference value for improving the policy of green financial reform and innovation pilot zones and promoting the reasonable flow of credit resources. Based on the above findings, this paper puts forward the countermeasures related to the development of green finance and the enhancement of the level of technological innovation of enterprises, summarizes the shortcomings of the research in this paper, and puts forward the outlook. The shortcomings of this paper's research are: First, China's small and medium-sized enterprises account for 99% of the total number of enterprises, due to the data limitations of this study only listed companies as the object of study, the overall development of China's enterprises is not enough to guide the significance of the study. Second, the promulgation of the policy of the pilot zone for green financial reform and innovation is June 2017, the policy implementation time is still relatively short, and the conclusions of the study may be biased in the evaluation of the policy. Third, the policy may have impacts at the regional, industry, and enterprise levels, and the research perspective of this paper only unfolds at the enterprise level, lacking further analysis of the macro impacts. To address these shortcomings, this paper proposes the following outlook:

First, take Chinese MSMEs as the research sample and study whether the impact of the policy on them is different from that of listed companies. Second, reevaluate the policy's effect in the future when the policy's implementation year becomes longer. Third, analyze the policy's overall effect at the industry and regional levels.

Keywords: Green finance reform and innovation pilot zone; Innovation; Quantity of innovation; Quality of innovation; Triple difference

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景及意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	4
1.2 文献综述.....	5
1.2.1 企业技术创新影响因素相关研究.....	5
1.2.2 绿色金融效应相关研究.....	9
1.2.3 绿色金融政策对企业技术创新影响的相关研究.....	9
1.2.4 文献述评.....	12
1.3 研究目标与内容.....	12
1.3.1 研究目标.....	12
1.3.2 研究内容.....	13
1.4 研究方法与技术路线.....	15
1.4.1 研究方法.....	15
1.4.2 技术路线.....	15
1.5 研究创新点.....	17
2 核心概念界定与相关理论基础	18
2.1 核心概念界定.....	18
2.1.1 技术创新.....	18
2.1.2 绿色金融.....	18
2.1.3 绿色金融政策的理念与类型.....	19
2.2 相关理论基础.....	20
2.2.1 环境规制理论.....	20
2.2.2 信息不对称理论.....	21
2.2.3 外部性理论.....	22
2.3 研究假说.....	22
2.3.1 绿色金融改革创新试验区与企业技术创新.....	22

2.3.2 绿色金融改革创新试验区影响企业技术创新的中介机制.....	23
3 绿色金融发展现状	26
3.1 绿色信贷市场发展现状.....	26
3.2 绿色债券市场发展现状.....	28
3.3 绿色金融改革创新试验区发展现状.....	29
4 研究设计	33
4.1 模型构建.....	33
4.1.1 基准回归模型.....	33
4.1.2 平行趋势与动态效应检验模型.....	33
4.1.3 考虑碳交易试点政策的检验.....	34
4.1.4 中介效应检验.....	34
4.2 变量设定.....	35
4.2.1 被解释变量.....	35
4.2.2 关键解释变量.....	36
4.2.3 控制变量.....	36
4.2.4 主要变量定义及描述性统计.....	37
4.2.5 中介机制变量.....	38
4.3 数据来源与样本选择.....	38
4.4 本章小结.....	38
5 实证分析	39
5.1 相关性分析.....	39
5.2 基准回归结果.....	39
5.3 稳健性检验.....	41
5.3.1 平行趋势与动态效应检验.....	41
5.3.2 考虑碳交易试点政策的检验.....	41
5.3.3 PSM-DDD 检验.....	42
5.3.4 进一步检验.....	43
5.4 异质性分析.....	45

5.4.1 产权性质的异质性分析.....	45
5.4.2 数字化转型异质性分析.....	47
5.4.3 地区异质性分析.....	49
5.5 中介机制分析.....	50
5.5.1 债务融资规模.....	51
5.5.2 现金资产持有.....	52
5.6 附录.....	53
5.7 本章小结.....	54
6 研究结论与政策建议	56
6.1 研究结论.....	56
6.2 政策建议.....	57
7 研究不足与展望	59
7.1 研究不足.....	59
7.2 研究展望.....	59
参考文献.....	61
后记.....	67

1 绪论

1.1 研究背景及意义

1.1.1 研究背景

改革开放以来，我国经济迅猛发展，取得了举世瞩目的成绩，成为世界经济增长的引擎。然而，多年来“粗放型”快速增长方式引发的资源短缺、环境污染、生态退化等问题日益严重。数据显示，2016、2018、2020 年中国环境绩效指数（EPI）在 180 个国家中排名依次为 109、120、120 位，得分情况分别为 53.5、50.74、46.69，与各年度 60 分左右的全球均值均存在一定差距。根据最新 2022 年发布的《中国生态环境状况公报》：空气状况方面，地级及以上城市细颗粒物浓度为 29 微克/立方米，比 2021 年下降 3.3%，优良天数比例达 86.5%，重度及以上污染天数比例为 0.9%，比 2021 年也有一定好转；水环境方面，全国地表水环境质量持续向好，I—III 类水质断面比例为 87.9%，比 2021 年上升 3 个百分点，劣 V 类水质断面比例为 0.7%，比 2021 年下降 0.5 个百分点。海洋环境、土壤环境、生态系统、声环境、核与辐射方面都处于稳中向好的态势，气候变化及应对方面，虽然全国平均气温偏高，降水量偏少，但是单位 GDP 二氧化碳排放及能耗水平有一定程度的下降。可见，我国环境情况得到一定改善，但是在全球环境排名及得分上仍然存在较大落后，在生态环境事业建设方面仍然大有作为。这促使我国重新开始审视经济发展与生态环境间的关系。

金融作为现代经济的核心和社会资源配置的枢纽，因此建设良好的金融发展体系是推动经济社会发展的重要前提，习近平总书记在中共中央政治局第十三次集体学习中也强调：“经济是肌体，金融是血脉，两者共生共荣”^①。金融服务对于经济发展的促进作用毋庸置疑，然而考虑到当前我国发展面临经济与环境目标的双重考核，如何发展绿色金融以实现经济与环境协调发展成为一个重要问题。库兹涅茨曲线（Grossman and Krueger, 1993）表明经济发展水平与环境状况呈现 U 型关系，即只有当经济发展到一定程度时才能起到改善环境水平的作用。当前

^① <http://cpc.people.com.cn/n1/2019/0224/c64094-30898681.html>.

我国经济增长放缓，自 2012 年首次跌破 8% 开始，如何提升技术水平、实现产业结构转型实现高质量发展变成为我国经济发展的一大难题。一方面，曾经的支柱型产业如石化、建筑业等污染型产业对经济发展的促进作用越来越小，并且由于尾大不掉的原因，对环境的恶化作用却与日俱增；另一方面，新兴培养的支柱型产业如光伏、生物医药、智能制造等清洁型产业发展还不充分，对经济发展和环境保护的促进作用尚不明显。在这产业结构转型以实现经济绿色发展的关键窗口，仅仅依靠市场力量推动绿色金融发展以实现经济绿色转型难以奏效，如金融机构出于收益最大化的原则可能继续保持对污染型产业的支持力度而对新兴清洁型产业持观望态度。因此，政府部门发挥良好的政策引导作用将成为我国经济与环境协调发展的前提。

随着以往先发展后治理模式对生态环境的持续破坏，这种以损坏环境为代价的发展模式变得难以为继，实现环境友好型的经济发展模式刻不容缓。在绿色发展理念的引导下，我国绿色金融事业开始蓬勃发展。绿色金融的主要特点是指将环保理念引入投融资活动，银行等金融部门不再仅仅将经济收益作为信贷服务的唯一目的，而是在经济发展和环境保护之间寻求均衡点，使信贷资源更多地从污染型部门转移到清洁型部门，引导企业绿色转型、增强个人环境意识。绿色金融是经济发展与环境保护两头并重的金融模式，也正因如此在绿色金融的初期探索中金融部门担忧其经济利益受到损失大多不会主动推行绿色金融业务，中国中央集权型的政府模式正好有利于自上而下颁布政令，督促有关部门开展绿色金融业务，为绿色金融的起步与发展起到领航作用。

中国绿色金融体系构建大致可分为三个阶段：起步阶段（1995—2012）。我国绿色金融政策最早可追溯至 1995 年，该年中国人民银行颁发了《关于贯彻信贷政策与加强环境保护工作有关问题的通知》，该政策首次将金融信贷业务与环境资源保护结合起来，要求金融部门将环境因素作为信贷服务的考虑因素。其次是 2007 年，中国人民银行研究局成立绿色金融工作小组，该工作小组旨在推进我国绿色金融体系构建，同年，银监会印发《节能减排授信工作指导意见》，该政策要求金融部门制定授信政策和操作细则，以限制污染型企业的无序扩张并支持绿色项目的发展。在这一阶段，我国绿色金融尚处在摸索试验阶段，政策制定和推广水平不高，也没有对金融部门设置明确的绿色金融目标，绿色金融的发展

水平有待提高。推广阶段（2012—2017）。党的十八大以来，生态文明建设上升到总体布局地位，我国首次提出建设美丽中国。在环境问题得到国家高度重视的背景下，绿色金融政策体系得到进一步发展。2012年银监会印发《绿色信贷指引》，该政策成为我国绿色信贷体系的纲领性文件，该政策明确提出商业银行应积极推行绿色信贷业务，此后绿色金融政策也开始得到公众和金融机构的广泛关注，进入大规模推广阶段。此后两年，《绿色信贷统计制度》、《绿色信贷实施情况关键评价指标》相继出台，以上三部政策文件形成了我国初步的绿色信贷政策体系。2015年，中共中央政治局会议通过《生态文明体制改革总体方案》，该方案首次明确提出“建立绿色金融体系”。承接该政策，2016年中国人民银行、财政部等七部门联合印发《关于构建绿色金融体系的指导意见》，该意见着力推动构建覆盖银行、证券、保险、基金、环境权益交易市场等领域的绿色金融体系。这一文件的出台标志着中国成为首个由政府推动建立系统绿色金融体系的国家。因此，2015、2016年被称为中国绿色金融发展元年，我国绿色金融事业开始进入快速发展阶段。快速发展阶段（2017—至今）。2017年，国务院在浙江、广东、江西、贵州、新疆5省（区）8市建设各有侧重、特色的绿色金融改革创新试验区，在体制机制上探索可复制推广的经验。2019年11月，国务院进一步在甘肃兰州新区设立绿色金融改革创新试验区。2020年10月，十九届五中全会通过《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，提出“强化绿色发展的法律和政策保障，发展绿色金融”。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》第十一篇“推动绿色发展促进人与自然和谐共生”中第三十九章“加快发展方式绿色转型”，将“大力发展绿色金融”作为“构建绿色发展政策体系”的重要任务而提出。2021年中国人民银行初步确立了“三大功能”“五大支柱”的绿色金融发展政策思路，适应国家产业结构、能源结构、投资结构和人民生活方式等全方位的深刻变化。随后，《中共中央国务院关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》《国务院关于印发2030年前碳达峰行动方案的通知》均将绿色金融发展作为实现“双碳”目标“政策保障”中的重要内容。2022年6月，中国银行保险监督管理委员会发布《银行业保险业绿色金融指引》，指导银行保险机构从战略高度发展绿色金融，助力经济社会全面绿色转型。构建绿色金融体系、促进绿色金融发展。

随着绿色金融政策体系建设日渐成熟,探究绿色金融政策的政策效力成为一个重要问题,绿色金融改革创新试验区作为我国绿色金融体制机制改革的先行地区,其探索成效事关我国绿色金融体系全面推广实施效果,通过对这一试点政策进行研究分析,有助于及早发现其优秀的探索成果,弥补其当前建设中的不足之处,同时也为其他地区进行绿色金融体系建设提供宝贵参考经验。

1.1.2 研究意义

(1) 理论意义

绿色金融作为一种市场激励型环境规制政策,主要通过赋予金融机构环境责任以改变现有金融资源配置结构进而影响实体经济绿色发展,其实施效果的好坏事关我国未来绿色金融体系建设的完善性,因此,探究绿色金融改革创新试验区的运行效果至关重要。

验证绿色金融改革创新试验区政策影响企业创新的环境理论假说。“波特假说”(Porter, 1991)、“遵循成本”假说(Jaffe et al., 1995)还是“污染避难所”假说(Copeland and Taylor, 1994),环境规制政策会导向怎样的结果充满了不确定性。诚然,进行技术革新以达成源头治理长期来看是企业发展也是实现经济社会绿色发展的最优解,但是企业在绿色金融实施条件下仍然有可能采取缩小经营规模、进行末端治理,或是迫于高压的试点政策采取产地搬迁的举措,这两种方式并不能实现经济与环境的协调发展,只能达到牺牲经济发展以换取环境保护或是污染转移的结果。本文研究有助于验证该政策更符合哪种理论假说。填补“创新陷阱”相关研究的空白。即使企业选择技术创新,重数量而轻质量的创新模式能否实现绿色发展也存在疑问,我国长期面临的“卡脖子”问题正是由唯数量论的“创新陷阱”导致的,因此有必要针对该政策对企业创新质量的影响进行讨论。

(2) 实践意义

更加细致地研究绿色金融改革创新试验区政策的政策效力。通过分析该政策与企业技术创新的关系,在引入时间、试点与行业的三重差分条件下,有助于更加准确识别绿色金融改革创新试验区的导向性、探究其政策效力、发掘其深层机制,以此发展完善绿色金融政策。有助于制定差异化的更具参考价值的政策。通过研究不同类型企业、不同地区企业受到该政策影响的差异,有助于因地制宜调

整绿色金融改革创新试验区政策,使该政策能够与地方条件、企业情况更加适配。有助于发现该政策影响企业创新的作用机制。探究该政策影响企业技术创新的中介机制有利于发掘政策效力的根本原因,探究企业进行技术创新、绿色转型的深层机制,更好促进企业发展与实现经济社会绿色发展。

1.2 文献综述

1.2.1 企业技术创新影响因素相关研究

根据 2022 年全国科技经费投入统计公报,各类企业研究与试验发展(R&D)经费 23878.6 亿元,比上年增长 11.0%;政府属研究机构经费 3814.4 亿元,增长 2.6%;高等学校经费 2412.4 亿元,增长 10.6%;其他主体经费 677.5 亿元,增长 22.3%。企业、政府属研究机构、高等学校经费所占比重分别为 77.6%、12.4%和 7.8%。因此,企业是中国技术进步的主要推动力量,研究企业技术进步的各种影响因素尤为重要。技术创新具有长期投入、高风险、高回报的特点,因此企业开展创新活动的基本条件为充足的资源、较低的风险以及较高的预期回报,任何能为企业提供资源或减少其风险的因素均能为企业创新提供助力。影响企业创新的影响因素可分为内部因素和外部因素,内部因素又可分为企业特征因素、企业内部治理因素和管理层特质因素;外部因素能进一步细分为市场环境因素、政策法规因素。

第一,影响企业技术创新的内部因素研究有:就企业特征而言,企业产权性质、资产规模、财务状况、人力资本水平等因素会显著影响企业技术创新水平。产权性质方面,国有企业和非国有企业在技术创新上各具优势。相较于民营企业,国有企业更容易获得政府支持,因此在获取政策扶持和获取融资上独具优势(余汉和宋增基,2022)。虽然从资源获取上看,国有企业理应具有更好的技术创新基础,但是实际上据中国财政科学研究院调查结果显示,国企在创新方面的意愿明显低于民企。2016 年国有企业的研发支出占营业收入的比重为 0.76%,而民营企业的研发支出为 2.37%。民营企业平均研发支出是国有企业的三倍。由于国有企业能够通过寻租占据垄断地位以获取超额利润,因此国有企业相较于民营企业缺少创新动力(董晓庆等,2014)。资产规模方面,大企业相较于小企业在

技术创新上更具资源优势 (Schumpeter, 1969), 但是中小企业组织灵活性更好, 在竞争压力下创新意愿更强 (Shefer and Frenkel, 2005)。财务状况方面, Brown 等 (2009) 指出较高的现金流水平是企业创新的重要原因。较好的盈利能力能为技术创新提供充足的资源, 但同时也可能通过减小企业生存压力进而降低企业创新意愿, 故企业盈利能力对技术创新的影响同样存在不确定性。(Aghion 等, 2012)。人力资本水平方面, Lucas (1988) 提出的内生增长模型指出, 人力资本水平是技术进步、经济增长的源泉。这一发现在针对企业技术创新时同样得到验证, 何菊莲等 (2021) 发现人力资本水平与企业自主创新存在耦合效应, 孙早和侯玉琳 (2019) 验证了人力资本培训对企业技术创新的促进作用。

就企业内部治理而言, 企业内部控制水平的高低会显著影响企业的技术创新水平。创新活动往往具有长期性、产出不确定性、资源投入多等特点, 因此企业进行技术创新容易面临较大的内部监督压力和创新失败风险。当企业内部存在较为严重的委托代理问题时, 其创新风险难以评估, 技术创新水平受到抑制 (顾海峰和卞雨晨, 2020; 田丹等, 2022)。

影响企业内部控制的因素主要包括: 股权结构、董事会治理以及高管薪酬激励。就管理层特质而言, 管理层的性别、受教育水平和性格等都会对企业创新决策和水平产生影响。如男性高管更注重创新绩效, 女性高管则追求创新过程 (Huffman 和 Hegarty, 1993); 高管受教育程度越高则企业创新能力越强 (Ayyagari 等, 2011); 过度自信的 CEO 创新绩效更好, 其所在企业的专利引用更多 (Galasso 和 Simcoe, 2011)。

第二, 影响企业技术创新的外部因素研究有: 就市场环境而言, 已有研究主要关注经济政策不确定性、市场化水平、金融资源配置效率等因素对企业技术创新产生的影响 (朱巧玲和杞如福, 2022; 张文菲等, 2020; 齐兰和王业斌, 2013)。经济政策不确定性对企业创新的影响存在两种机制, 其一是经济政策不确定性会加剧市场环境波动幅度, 使企业面临的营商环境恶化进而抑制其技术创新; 其二是在经济政策不确定性较大时企业为实现弯道超车会加大创新投入。市场化水平的提升意味着政府对经济发展的不当干预减少, 地区融资环境得到改善, 因此企业技术创新水平得到提升。金融资源配置效率有助于缓解企业面临的融资约束问题, 因此对企业技术创新表现出促进作用。

就政策法规而言，政府实施的货币政策、产业政策以及法律规定对企业技术创新产生显著影响。从货币政策的传导机制出发，宽松的货币政策会导致利率下降、货币供应增加、企业资产价格上升，进而缓解其融资约束促进了创新投资；然而宽松的货币政策会导致企业金融投资收益上升进而挤占创新投资，可能对技术创新产生挤出效应（马勇等，2022）。产业政策发挥作用主要通过政府调整对不同产业的补贴及税收征收，达到对不同产业企业发展的促进或限制作用，进而影响了企业的技术创新水平（陈强远等，2020；Yao 等，2021；Zhou 等，2022）。就法律规定而言，以产权保护法为例。严格的专利保护制度能够较大程度使专利研发的正外部性内部化，因此有助于提升企业创新的积极性（吴超鹏和唐葑，2016）；然而从经济整体的角度出发，过于严格的专利保护制度不利于发明的传播和应用，抑制了企业间的知识共享，反而抑制了创新水平的提升（Besen 和 Raskind，1991）。

以上研究分析发现了企业技术创新水平的多种影响因素，但是这些研究尚未从创新质量视角开展研究。随着经济社会的发展，开始逐渐有学者关注到除了技术创新的数量对企业、社会的发展存在显著影响，技术创新的质量同样是一个重要问题。国外学者较早发现企业专利质量与其绩效的关系，如 Lerner（1994）发现专利的 IPC 分类号数量（仅使用前 4 位数）对生物科技公司价值有显著正向影响。Austin（1993）以 IPC 分类号数量将专利分为“窄”专利和“宽”专利两类，发现宽专利企业的超额收益要高于窄专利企业。Lanjouw et al.（2004）使用权利要求数、前向与后向引用数量、同族专利数量等多个指标构建指数来反映专利质量，发现此指数与公司股票市场价值显著正相关。

从我国的现实国情出发。2018 年中美贸易摩擦爆发以来，中国关键核心技术面临的“卡脖子”难题不断凸显，随着国际环境不确定性的日益剧增，当前较低的技术水平将会严重抑制经济社会发展。根据世界知识产权组织（WIPO）统计，2018 年中国国际专利申请数量达 5.33 万件，成为世界第二大专利数量申请国。因此，从数量看，中国专利创新水平较高。在创新质量层面，中美两国知识产权贸易净出口分别为-302 亿美元和 767 亿美元，对应的竞争力指数（TC）分别为-0.73 和 0.42，而同为专利大国的日本、德国和英国的 TC 指数分别为 0.35、0.22 和 0.26。因此，可以看到创新能力的进一步提升不在于专利数量的长进，而在于

专利质量的提高,过度追求创新数量而忽视创新质量容易导致陷入“创新陷阱”。因此,针对技术创新的研究应当在研究创新数量的基础上,进一步深入到针对创新质量的研究上。研究数据显示,当前德国拥有 1307 家隐形冠军, 占有所有隐形冠军企业数量比重近 50%, 而排名第二的美国却仅仅只有 366 家隐形冠军 (Rammer and Spielkamp, 2015)。Mear and Werner (2021) 针对这一现象进行了进一步分析,发现德国在隐形冠军培育上占据优势的原因在于其采取了更加积极有效的产业扶持政策。因此,适当的政策手段是提升中小企业创新能力的重要手段。

绿色金融改革创新试验区政策作为一项推动地区金融部门绿色转型的产业政策,势必会对不同部门企业的财政补贴、税收优惠水平以及当地的金融资源配置结构与效率产生影响。针对污染型部门和清洁型部门,该政策实施之后,这两个部分在金融资源获取上很有可能产生显著差异,具体表现为增加污染型部门的融资约束和缓解清洁型部门的融资约束。因此,绿色金融改革创新试验区政策可能改变试验区企业面临的外部市场环境、对不同类型企业的信贷资源获取产生差异化的影响,进而对企业技术创新水平产生影响,研究该政策对企业技术创新的影响应当从技术创新数量和技术创新质量两方面入手。

表 1.1 影响企业创新的主要因素

根本因素: 资源、风险和预期收益	内部因素	企业特征	产权性质 资产规模 财务状况 人力资本水平
		企业内部治理	股权结构 董事会治理 高管薪酬激励
	外部因素	管理层特质	性别 受教育水平 性格
		市场环境	经济政策不确定性 市场化水平 金融资源配置效率
		政策法规	货币政策 产业政策 法律规定

1.2.2 绿色金融效应相关研究

对金融部门的影响研究方面,绿色金融能够降低金融机构的信贷风险,提高其绿色声誉(Chami et al., 2002),实行“赤道原则”的金融机构绿色竞争力和社会责任感更强(Scholtens, 2006),且绿色声誉有助于银行开拓绿色金融业务(Weber, 2012)。在我国,虽然绿色金融体系构建尚未完善,银行提供绿色金融服务在短期中可能存在经营绩效上的损失(王凤荣和王康仕, 2018; 邵传林和闫永生, 2020),但是提供绿色金融业务能够使银行得到政府支持(李善民, 2021),降低流动性风险(张丽宏等, 2021),在考虑环境因素的情况下缓解了信息不对称风险(陈志远等, 2022),提升银行盈利水平(王重润等, 2023)。长期来看,银行拓展绿色金融业务是一项有利可图的事业。对企业的影响研究方面, Roslen 等(2017)发现绿色债券总体促进了企业股价表现, Flammer(2020)进一步指出只有经过第三方机构认证的债券才能达到此效果。朱俊明等(2022)研究得到当前绿色债券对我国上市企业股票收益率的影响并不显著。

已有文献系统研究了绿色金融的内涵、测算以及效应,然而需要注意的是绿色金融发展的前期可能挤占生产经营资源。根据库兹涅茨曲线(Grossman and Krueger, 1993),我国作为一个发展中国家很有可能尚未跨过经济环境背离发展的拐点,仅仅依靠市场力量推动绿色金融发展难见成效。因此,我国将绿色金融上升为国家战略,通过构建绿色金融政策体系,自上而下推动绿色金融发展。绿色金融政策能否推动金融部门提供信贷服务和企业开展绿色业务?研究绿色金融政策特别是绿色金融最新重要政策的影响,能够为我国绿色金融事业的发展提供重要参考价值。

1.2.3 绿色金融政策对企业技术创新影响的相关研究

我国当前关于绿色金融政策的研究主要集中在 2012 年颁布的《绿色信贷指引》和 2017 年设立的绿色金融改革创新试验区。

绿色信贷指引的效应研究。就绿色信贷政策对银行部门影响的研究显示,绿色信贷政策促进了商业银行的竞争力和风险控制能力(Luo et al., 2021; Yin et al., 2021)。Zhou 等(2022)进一步研究发现,绿色信贷政策对大型国有控股银行和

小型地方银行有不同的影响，它抑制了大型国有控股银行的信贷风险，加剧了小型地方银行的信贷风险；就绿色信贷政策对企业影响的研究显示，绿色信贷政策抑制了高污染企业的经营业绩和增加其融资成本（Yao et al., 2021； Lin and Pan, 2023），但是可以减轻绿色企业的债务融资成本（Xu and Li, 2020），即促进了信贷资源向清洁型企业的流动。此外，绿色信贷政策促进了高污染企业的污染防治和投资效率（Sun et al., 2019； Zhang et al., 2022）。但遗憾的是，绿色信贷政策与高污染企业创新之间的关系一直存在争议。一些研究表明，绿色信贷政策促进了高污染企业的绿色创新（Hu et al., 2021； Wang et al., 2022），Zhang 等（2022）却指出绿色信贷政策不利于高污染企业的技术创新，信贷资源的流动是抑制此类企业技术创新的重要机制。

绿色金融改革创新试验区政策对企业创新数量的影响。以上文献分析显示，绿色信贷指引对高污染企业创新的影响存在争议，绿色金融改革创新试验区政策作为我国绿色金融政策的进一步探索，其对高污染和低污染企业创新的影响可能同样存在差异。现有研究大多采用 DID 模型，发现绿色金融改革创新试验区政策有助于提高试点地区企业的创新水平（孙莹和孟瑶，2021； Liu and Xiong, 2022； 张庆君和黄玲，2023； 祁怀锦和刘斯琴，2023； Liu and Wang, 2023），但就该政策对高污染和低污染两类企业的影响及影响机制是否一致仍存在争议。孙莹和孟瑶（2021）以及祁怀锦和刘斯琴（2023）认为该政策促进了高污染企业的技术创新，但张庆君和黄玲（2023）以及 Liu 和 Wang（2023）发现该政策对低污染企业的技术创新促进作用更强。虽然上述研究关于绿色金融改革创新试验区政策对试点地区不同类型企业创新的影响没有得出一致结论，但至少说明该政策对高污染企业和低污染企业的影响可能不同。因此，使用 DID 模型研究该政策对企业创新的影响是不全面的，有必要进一步引入 DDD 模型来更精确地分析政策效力。虽然 Ran 和 Zhang（2023）采用 DDD 模型发现该政策抑制了高污染企业的绿色创新，但他们并没有进一步发掘其影响机制。

创新政策对企业创新质量的影响存在争议。目前关于绿色信贷、绿色金融改革创新试验区政策对企业创新影响的研究多集中在创新投入和创新数量上（Zhang et al., 2021； Liu and Wang, 2023），缺少对创新质量的关注。因此，考察绿色金融改革创新试验区政策对企业创新质量的影响也尤为重要。已有文献表明，

创新政策通常通过对企业创新进行补助、缓解其融资约束，总体上促进了技术创新投入与产出数量（寇宗来和刘学悦，2020；曹希广等，2022；汪合黔和陈开洋，2022）。但是与此同时，如果无法伴随专利水平的提升，这种堆叠的专利“泡沫”对经济社会发展的促进作用可能有限，因此，逐渐有文献开始关注创新政策对企业创新质量的影响。关于创新政策是否会促进企业创新质量水平，已有研究分成促进论和抑制论两种观点：促进论认为，创新政策能够降低企业的创新成本，弥补创新的正外溢性损失（汪合黔和陈开洋，2022；Hall and Harhoff, 2012），此外随着创新政策监管机制的完善，创新政策还能起到监督企业创新成果的作用（曹虹剑等，2022），因此促进了企业创新质量。抑制论则认为，首先企业与政府对专利质量信息的掌握具有不对称性，创新政策能够给企业带来大量的税收减免、资金补助，相较于进行风险更高的高质量创新活动，进行风险更低的低质量创新活动以获取政策福利对企业来说是一种更稳定的收益，由于逆向选择问题的存在，企业整体的创新质量水平反而降低了（张杰和郑文平，2018）。其次，专利数量是一种易于观测的积极信号，专利数量可以向市场传递积极信号（Haeussler 等，2014；邓向荣等，2020），作为向客户、市场或潜在投资者传递企业具有市场竞争优势的一种信号机制（张杰和郑文平，2018）。由于创新质量难以量化观测而创新数量能够明确传递出企业具有较强竞争力的信号，因此在政策支持条件下，企业可能偏向于扩大专利数量而非提升专利质量。

绿色金融改革创新试验区政策对高污染和低污染企业技术创新的影响存在差异。绿色金融改革创新试验区政策具有推动信贷资源由污染型部门向清洁型部门流动的功能，即可能产生缓解低污染企业信贷约束而增大高污染企业信贷约束的作用，是一种“选择支持型”政策。陈强远等（2020）研究发现，“普适型”、“自由裁量型”和“选择支持型”创新政策对企业创新的影响各不相同，“普适型”政策促进了创新数量而对创新质量无显著影响，“自由裁量型”政策对企业创新数量和质量都无显著影响，“选择支持型”政策同时促进了创新数量和质量。曹虹剑等（2022）、张杰和郑文平（2018）也指出，完善的专利监管机制才能发挥支持政策对创新质量的促进作用。考虑到绿色金融改革创新试验区政策作为一种“选择支持型”政策，并且其为了确保绿色金融的有效发挥具有较好的监督机制，因此该政策对于试验区低污染企业的创新数量和创新质量可能表现出显著的

促进作用。然而，虽然其限制了高污染企业的信贷资源获取，这并不意味着该政策必然抑制高污染企业的创新数量和创新质量，根据波特假说，环境规制可能倒逼企业进行技术升级，因此这一推断仍然有待考证。

1.2.4 文献述评

综上所述，国内外学者对企业创新、绿色金融以及绿色金融政策等问题从多个方面展开了研究分析，这些已有文献为本文进一步研究奠定了基础。随着绿色金融政策在我国的持续发展，新的问题接踵而至，关于绿色金融政策的研究仍需进一步补充完善。（1）绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的影响存在争议。该政策作为我国在绿色金融政策领域的进一步发展，当前关于该政策的研究相比之下还较少。虽然已有研究发现该政策对企业绩效、创新等方面存在影响，但是就该政策对企业创新的影响尚未得到一致结论。（2）研究绿色金融改革创新试验区政策的模型存在改进空间。现有研究大多设置年份、省份的双重差分模型。绿色金融改革创新试验区政策具有改变信贷资源配置结构，更多支持低污染行业而抑制高污染行业信贷资源获取的作用。因此，关于该政策的研究应当设置政策时间、试点省份、是否为高污染行业的三重差分模型进行更细致的讨论。（3）缺少从创新质量视角对绿色金融改革创新试验区政策影响企业技术创新的研究。我国当前在专利申请数量方面虽然已名列前茅，但是在专利质量方面却仍然处于相对落后的地位，仅仅研究该政策对企业创新数量的影响存在严重的视角缺失问题，应当进一步发掘该政策对企业创新质量的影响，为我国跨越“创新陷阱”提供一定的理论支持。

1.3 研究目标与内容

1.3.1 研究目标

本文拟解决以下四个问题：（1）设置三重差分模型，更加准确衡量绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的政策效力；（2）同时设置创新数量与创新质量变量，探讨该政策是否有助于企业跨越“创新陷阱”；（3）在企业 and 地区层面进行异质性讨论，分析该政策在不同条件下的政策效力差异；（4）分析影响背

后的中介传导机制。

本文研究具有充分的可行性。(1) 研究理论可行性：国内外学者的已有研究为本文研究主题提供了丰富的理论支撑，其研究思路与方法对本文的写作具有借鉴和参考意义，研究结论有助于绿色金融改革创新试验区政策的优化与发展。

(2) 研究数据的可获得性：本文所涉及的数据来自 Wind 数据库、CSMAR 数据库以及国家知识产权局等大型数据库，因此不存在数据获取难度大导致研究难以开展的问题。(3) 研究条件可行性：基于中国知网、维普数据库、万方数据库等数据库，查找相关主题文献进行深度阅读和系统总结，能很便利地收集到论文写作的相关资料，同时兰州财经大学图书馆能提供丰富的文献资料。本人熟悉掌握论文所用到的统计与研究方法，具有可操作。

研究预期结果。本文设置三重差分模型，讨论绿色金融改革创新试验区对企业技术创新的影响。有助于准确识别该试点政策对企业技术创新的影响，特别是有助于厘清该政策对企业技术创新的影响主要表现为抑制创新数量、创新质量还是同时对两者产生了显著抑制作用。研究了该政策对不同类型企业的影响是否存在差异，并讨论了这一影响背后的中介机制。为绿色金融政策的进一步发展及优化提供参考依据，丰富了绿色金融改革创新试验区和企业“创新陷阱”方面的研究文献。

1.3.2 研究内容

本文通过对国内外绿色金融、绿色金融政策相关研究进行梳理总结，分析绿色金融政策体系如何促进企业绿色转型、实现经济社会绿色发展，在此研究目的下，探究绿色金融改革创新试验区政策对上市公司技术创新的影响。借鉴已有文献的理论与研究方法，以我国沪深两市 2012—2021 年沪深 A 股上市公司为研究对象，采用三重差分模型实证检验绿色金融改革创新政策对企业技术创新的影响，并采用平行趋势与动态效应检验、安慰剂检验等一系列稳健性检验验证回归结论的可靠性；进一步，通过对产权性质、数字化转型水平，探讨该政策对上市公司的差异性影响，通过地区分组，探讨该政策在不同区域的实施效果差异；其次，引入债务融资规模、现金资产持有水平探讨绿色金融改革创新试验区影响企业技术创新的中介效应。基于上述研究结论提出相关政策建议。最后，指出本文研究

的不足之处并提出展望。

研究框架安排如下：

第一章为绪论。首先，介绍了我国当前的环境形势，绿色金融及绿色金融政策相关研究背景，并基于此背景阐释了本文的选题意义。其次，梳理了相关研究进展，并在此基础上提出本文研究对已有研究可能的改进空间。最后，介绍了本文的研究目的及研究方法，为开展本文研究做准备。

第二章为核心概念界定与相关理论基础。首先，本文对企业技术创新、绿色金融以及绿色金融政策的概念进行界定，明确本文的研究对象。其次，介绍本文研究所依赖的理论，夯实文章的理论基础。最后，根据核心概念界定与相关理论基础以及绪论部分的文献综述，通过理论分析提出本文研究假设。

第三章为绿色金融改革创新实验区发展现状。本部分对我国绿色金融发展现状进行总结分析，并进一步分析绿色金融改革创新试验区的建设成果，为本文研究提供现实意义。

第四章为研究设计。解释了本文研究采用模型方法的基本原理与模型构建，并介绍样本的数据来源、处理方式，以及变量选取与含义，介绍了选取变量的描述性统计结果，为后文实证回归做准备。

第五章为实证分析。分为相关性检验、基准回归分析、稳健性分析、进一步分析。其中，描述性统计对样本特征进行描述；相关性检验确定本文选取变量的合理性，缓解多重共线性问题，基准回归对本文研究主题进行初步验证；稳健性检验采用多种方式以验证基准回归结论可靠性；进一步分析包含异质性分析和中介效应分析，异质性分析探讨该政策对不同样本群体的差异性影响，中介效应分析用以说明基准回归结果背后的传导机制。

第六章为研究结论与政策建议，总结本文研究结论，并在此基础上提出政策建议。

第七章为研究不足与展望，指出本文研究的不足之处，并据此提出展望。

1.4 研究方法与技术路线

1.4.1 研究方法

(1) 理论分析法：根据现实情况与已有文献提出的相关理论机制，分析绿色金融改革创新试验区政策是否会对企业技术创新产生影响以及这种影响背后的中介机制，为后续研究中建模方法运用、指标选取提供参考，提高研究的科学性与严谨性。

(2) 统计分析法：选取合适的关键变量统计指标，机制变量，与合适的控制变量，对企业技术创新及相关控制变量进行描述性统计，包括平均水平的描述，方差、标准差等变异程度的描述，以及不同分位数各变量发展现状的描述，清晰、直观地展示各变量的变动趋势。

(3) 比较分析法：借鉴前人研究经验，根据绿色金融改革创新政策影响企业创新的外部环境与传导机制进行分析，进一步分析产权性质、数字化转型、地区差异等异质性环境所扮演的角色，探究绿色金融改革创新政策影响企业技术创新的机制，对因地、因时制策提供经验证据。

1.4.2 技术路线

本文研究技术路线如图 1.1 所示：

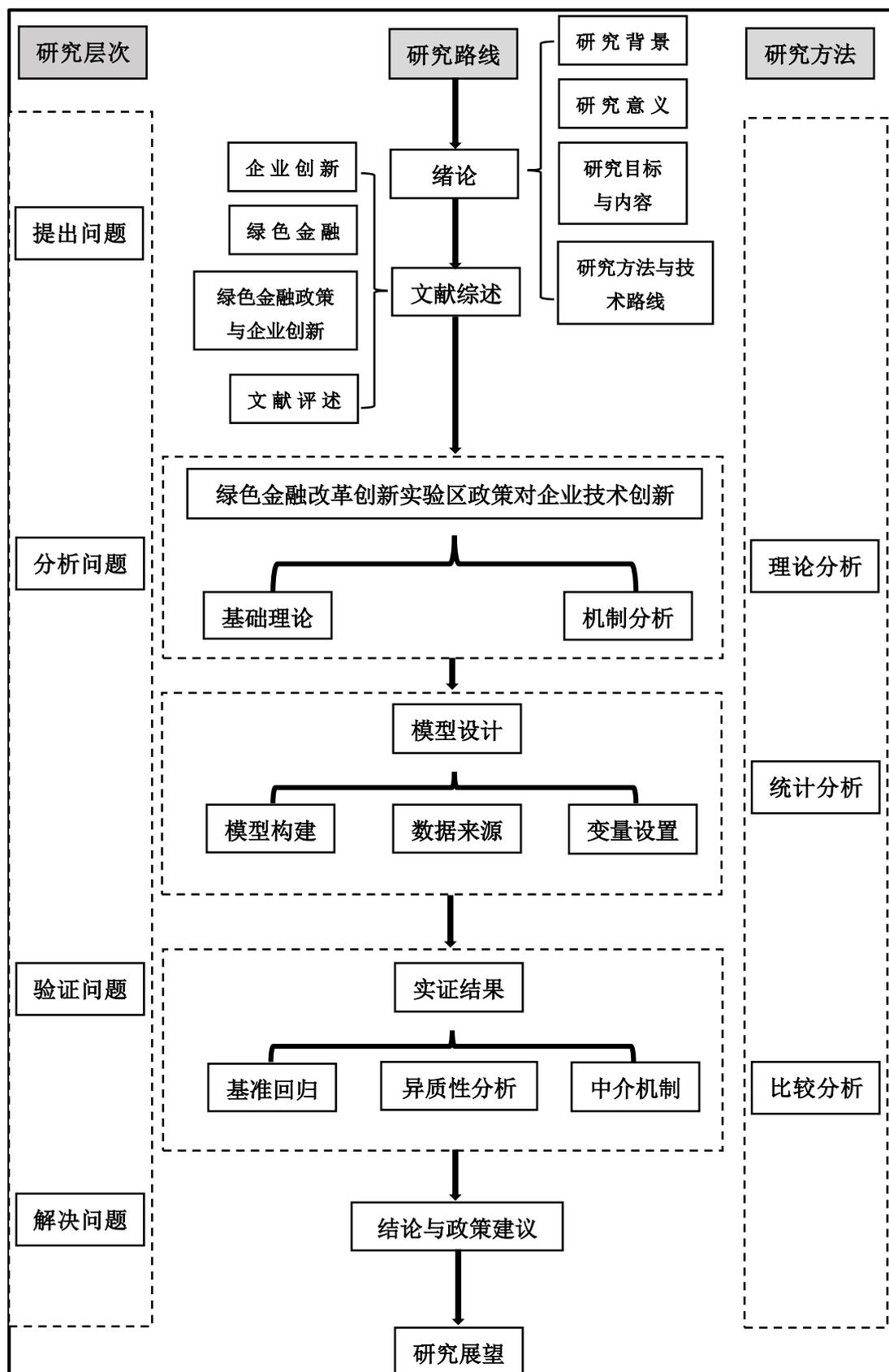


图 1.1 研究技术路线图

1.5 研究创新点

本文从研究方法和研究内容上进行了一定创新。

研究方法上：设置三重差分模型更为准确地分析政策效力。当前关于绿色金融改革创新试验区政策对企业的影响多采用双重差分模型，忽略了对第三个维度（行业）的探讨。这一点在关于绿色信贷指引政策的研究方面得到了充分验证，即绿色信贷指引具有促进信贷资源从污染型行业向清洁型行业转移的作用，本文认为绿色金融改革创新试验区的政策效力应该在地区、行业层面均有体现，因此设置三重差分模型展开实证分析。

研究内容上：从创新数量和创新质量双视角研究了绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的影响。“创新陷阱”是我国当前面临的又一重要问题，遗憾的是当前关于绿色金融政策对企业创新的影响多集中在创新数量方面，缺乏对创新质量的讨论。本文引入专利被引次数衡量企业创新质量，从数量和质量两个维度研究该政策对企业创新的影响，并通过一系列异质性、中介机制分析探究了该政策影响企业技术创新的现实差异和作用机制，是对“创新陷阱”研究内容的一大补充。

2 核心概念界定与相关理论基础

2.1 核心概念界定

2.1.1 技术创新

Schumpeter (1912) 最早提出创新理论, 其认为创新就是建立一种新的生产函数, 即把一种新的生产要素和生产条件的“新组合”引入生产体系。这种新的组合包括五种情况: 开发新产品; 创新生产方式; 开辟新的市场需求; 获得新的原材料或半成品的供应来源; 创新组织管理模式。本文重点关注前两种创新方式, 即产品或生产技术的创新。其后, Solow (1957) 通过计算索洛余值, 发现对经济增长贡献最大的要素并非资本和劳动力投入, 而是体现一国技术水平的索洛余值。因此, 技术进步对一国经济发展尤为重要。然而, 遗憾的是该模型仅仅说明了技术进步对一国经济增长的重要性, 但是并未说明技术进步由何而来。Romer (1987)、Lucas (1988) 等在此基础上进一步发展出内生增长理论, 其认为诸如人力资本、研发投入等要素可以推动技术进步, 并进而推动经济水平发展。这些理论指出了技术进步对一国经济发展的重要性, 并逐渐发现怎样推动技术进步。

上述研究仅仅关注了技术创新总体上对经济发展的影响, 却忽略了技术创新质量的差异。Haner (2002) 最早提出创新质量整合定义, 认为创新质量实际上是所有创新总的结果, 包括产品和服务的质量, 过程质量, 以及企业管理质量。约瑟夫 (2003) 认为研究活动的产品质量可以从顾客对于该信息、知识和技术的特征的满意程度和该信息中所含不良的免除程度这两方面加以定义。随着学界对创新质量研究的不断深入, 如何根据创新质量的内涵衡量企业创新质量也逐渐有了清晰的认识。从企业的角度出发, 专利的使用可以说是衡量企业创新能力的关键指标。它不仅能够帮助企业提升竞争力, 还能够有效地激励企业的创新, 提升企业的市场份额, 进而使其获得更多的竞争优势。因此针对专利使用展开研究是在研究企业创新的基础上进一步研究其创新质量的有效手段。

2.1.2 绿色金融

当前, 关于绿色金融的定义尚未得到一致结论。许多已有文献报告并未关注

绿色金融的定义（IFC, 2013；Griffithjones and José, 2013）。另一部分文献虽然界定了何为绿色金融，但是并未得到一致结论。Höhne 等（2012）指出绿色金融是一个广义的术语，可以指流入可持续发展项目和倡议、环境产品和鼓励发展可持续经济的政策或金融投资。绿色金融不仅包括气候金融，还具有更丰富的内涵，例如工业污染控制、水治理或生物多样性保护。Zadek 和 Flynn（2013）认为绿色金融与绿色投资的概念经常被混淆使用，绿色金融的内涵更加广阔。PWC（2013）认为绿色金融主要与银行等金融机构有关，绿色金融是指在整个贷款决策、事后监管和风险管理过程中考虑环境因素，为有利于环境改善的技术开发、项目等提供金融产品和服务。此后，G20 绿色金融研究小组通过梳理国内外不断发展的绿色业务，在明确绿色金融发展目标的基础上，进一步丰富了绿色金融概念，即能产生环境正效益以支持可持续发展，将社会资本引导至绿色发展领域的金融生态系统，包括减少土壤、水和空气等环境污染，降低温室气体排放，提高资源使用效率，减缓和适应气候变化并达成经济与环境的协同发展（马骏等，2016）。

2.1.3 绿色金融政策的理念与类型

要了解绿色金融政策能够产生怎样的影响，首要需要界定绿色金融政策是哪一种政策类型。根据张小筠和刘戒骄（2019）的研究，环境规制政策的理念经历了从“污染防治观”向“生态文明观”的转变，政策类型从单一的行政命令型演化成如今的“行政命令型、市场激励型与公众参与型”三位一体的政策工具体系。

污染防治观提倡“谁污染谁治理，谁开发谁保护”的行为准则，这就导致当环境治理与经济发展相冲突时，环境治理往往需要让位于经济发展，这种观念导向下的环境治理模式使得我国生态环境呈现出恶化趋势，并且随这一趋势的加剧，环境问题逐渐成为经济发展的限制因素（黄茂兴和叶琪，2017）。因此，为避免环境恶化对经济发展产生严重阻力，并重经济发展与环境保护的“生态文明观”应运而生。在这种观念引导下，环境规制理念逐渐从“使环境保护工作同经济建设和社会发展相协调”向“使经济社会发展与环境保护相协调”转变，环境保护的优先级得到提升。

我国早期的环境政策多为行政命令型环境规制政策，这种政策模式在短期中可以有效降低污染，但是对政府监管、执法水平提出了较高要求，一旦政府管制

放松,就会导致环境政策效力大打折扣,而且这种环境规制政策缺乏灵活性,对技术革新的内在激励不足。随着市场经济体制的发展完善,市场激励型环境政策的实施环境逐渐成熟,这种环境政策也因此被引入环境政策工具体系。该种环境规制政策能够通过市场机制促使环境负外部性内部化,有利于激励企业减少污染排放、加强环境治理。且该种政策不再过于依赖政府的持续监管与执法力度,减少了政策运行过程中人的因素,有利于政策的持续稳定。公众参与型环境政策能够发挥公众环境保护的主观能动性,但由于公众参与制度的非强制性,因此该类规制工具发挥效力的时滞较长,容易流于形式。

绿色金融政策主要通过改变信贷资源的流动,更多支持绿色经济活动以达到环境保护的目的。因此,绿色金融是一种市场激励型环境政策。此外,企业为缓解融资约束需要进行技术创新实现绿色转型,绿色金融政策符合“生态文明观”的治理理念。

表 2.1 环境政策的类型与理念

政策理念	理念导向
污染防治观	环境保护同经济建设和社会发展相协调
生态文明观	使经济社会发展与环境保护相协调
政策类型	政策效果
行政命令型	在短期中可以有效降低污染,但是对政府监管、执法水平提出了较高要求
市场激励型	通过市场机制促使环境负外部性内部化
公众参与型	发挥公众环境保护的主观能动性,具有非强制性

2.2 相关理论基础

2.2.1 环境规制理论

关于环境规制会造成何种经济后果,已有研究主要依据两种理论对其进行了解释。其一是“遵循成本假说”(Jaffe et al., 1995),该理论指出环境规制会阻碍经济增长。该理论认为企业成本因环境规制的实施而增加。具体而言,当政府实施环境规制政策、社会团体及个人加大环境监督力度时,企业需采取相应措施降

低污染物的排放，如购买排污设备、使用环保型原材料、使用清洁能源等，这些措施使得企业生产成本上升，企业生产利润下降，从而抑制了企业进行再生产活动。此外，环境规制也会使一些本身用于生产性活动的投资转入非生产性活动，如由于从事生产活动而要付出的环境保护税、碳排放权交易等，对经济增长存在抑制作用。其二是“波特假说”（Porter, 1991），该理论认为虽然环境规制会提高私人生产成本，降低企业竞争力，从而抵消环境保护给社会带来的积极效应，但是适当的环境规制可能倒逼企业进行更多的创新活动，从而抵消由环境规制带来的成本增加，并进一步提升企业盈利能力。因此，环境规制能够实现经济发展与环境保护的协调发展。

环境规制一定能实现环境保护的目标吗？另一些理论对环境规制实现环境目标的有效性给予了质疑。其一是“污染避难所”假说（Copeland and Taylor, 1994），该假说认为由于现实中不同地区的环境规制水平存在差异，当某些地区环境规制水平上升时，企业在综合考虑环保付费、技术创新成本以及向环境规制较弱地区转移的迁移成本之后可能选择向环境规制较弱地区转移的选择，这意味着从总体上看环境规制仅仅导致污染转移，并不能有效减少污染水平。其二是“绿色悖论”假说（Sinn, 2008），该研究发现通过征收急剧上涨的碳税或者对可再生能源进行补贴，会鼓励化石燃料生产商更快速地提取和销售燃料，从而加剧了碳排放和全球变暖。这种看似环保但实际上造成污染加剧的举措，即为“绿色悖论”。即环境规制在短期中甚至可能对环保事业造成不良后果。

环境规制的经济后果和环保目标究竟为何，不同的理论给出了截然相反的理论，因此对于环境规制的评价工作尤为重要，其是否能实现经济与环境的协调发展需要经过验证。

2.2.2 信息不对称理论

信息不对称指交易中的各方拥有的信息不同。在社会政治、经济等活动中，一些成员拥有其他成员无法拥有的信息，由此造成信息的不对称。在市场经济活动中，各类人员对有关信息的了解是有差异的；掌握信息比较充分的人员，往往处于比较有利的地位，而信息贫乏的人员，则处于比较不利的地位。不对称信息可能导致逆向选择。一般而言，卖家比买家拥有更多关于交易物品的信息，但反

例也可能存在。前者例子可见于二手车的买卖,卖主对该卖出的车辆比买方了解。后者例子如医疗保险,买方通常拥有更多信息。本文研究的绿色金融改革创新试验区政策便具有这种风险,理想情况下,该政策应当为绿色事业提供金融支持。然而,由于金融机构与企业可能存在信息不对称问题,当识别企业活动是否符合绿色标准的信息不充分以及难以监督企业是否将所获信贷资源用于绿色发展时,金融机构将不会针对企业特定活动发放贷款,而更可能通过识别企业是否属于污染型行业进行不充分的绿色金融活动。此时,本应在绿色发展中充当主力的污染型企业受到极大的信贷约束,其难以开展有效的绿色活动如提升技术水平等。因此,信息不对称问题的存在可能导致政策失灵,进而抑制污染型企业绿色发展。

2.2.3 外部性理论

外部性又称为溢出效应、外部经济,指一个人或一群人的行动和决策使另一个人或一群人受损或受益的情况。经济外部性是经济主体的经济活动对他人和社会造成的非市场化的影响。即社会成员从事经济活动时其成本与后果不完全由该行为人承担。外部性又分为正外部性和负外部性,正外部性是某个经济行为个体的活动使他人或社会受益,而受益者无需花费成本;负外部性是某个经济行为个体的活动使他人或社会受损,而造成负外部性的人却没有为此承担代价。过往长期以来,中国为实现经济社会的大力发展,对环境问题存在较为严重的忽视现象,导致污染型行业并未对其所造成的环境污染问题负责,其所造成的环境污染由社会中全体成果共同承担。绿色金融改革创新试验区政策作为一项环境规制政策,其能否实现负外部性的内部化,实现资源的有效配置是一个重要问题。

2.3 研究假说

2.3.1 绿色金融改革创新试验区与企业技术创新

作为一种环境规制手段,绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的影响大体可以从“遵循成本假说”(Jaffe et al., 1995)和“波特假说”(Porter, 1991)两种理论进行分析。“遵循成本假说”认为环境规制会提高企业的生产成本和污染治理成本,对技术创新等活动产生挤出效应,降低了企业的生产效率;而“波

特假说”认为适度的环境规制可以倒逼企业进行技术创新，进而提高生产管理效率和企业竞争力，抵消环境规制引发的成本增加问题，产生净收益，即存在创新补偿效应。

一方面，绿色金融改革创新试验区政策促进银行等正规金融机构将信贷资源更多投放到清洁型部门（金环等，2022），银行等金融机构为确保绿色信贷服务的效果，可能加强对贷款企业的监管。另一方面，绿色金融改革创新试验区政策势必增加污染型部门的信贷资源获取难度（沈璐和廖显春，2020），污染型企业为了维持正常的生产经营活动，需要通过技术创新等方式保持或提升市场地位。当创新活动收益超过创新活动成本及融资成本时，则污染型企业将主动进行技术创新，此时“波特假说”成立。

但是短期来看，环境规制可能抑制企业技术创新。创新活动存在风险，且转化为生产力也需要一定的时间成本，因此当短期内环境规制造成高污染企业融资困难时，其可能缩减规模或投入更多资源到末端污染治理上，从而对企业技术创新产生挤出效应（Chintrakam, 2008; Testa et al., 2011）。就绿色金融改革创新试验区而言，第一，该政策增大了高污染企业的融资约束，短期中该类企业由于创新活动具有较高风险，可能并不会将创新作为第一选择；第二，根据“污染避难所假说”（Copeland and Taylor, 1994），高污染企业在权衡迁移成本和信贷资源短缺造成的一系列恶果后，可能做出逃离试验区的选择；第三，部分高污染企业难以适应恶化的信贷环境，可能也无法开展技术创新。

根据以上分析，本文提出以下竞争性假设：

H1a：绿色金融改革创新试验区政策的实施将会促进试验区高污染企业的技术创新数量和质量。

H1b：绿色金融改革创新试验区政策的实施将会抑制试验区高污染企业的技术创新数量和质量。

2.3.2 绿色金融改革创新试验区影响企业技术创新的中介机制

绿色金融改革创新试验区政策对试验区高污染企业的负面影响主要表现在信贷约束及由信贷约束衍生的风险两方面。

绿色金融改革创新试验区会抑制高污染企业获取信贷资源。在该政策导向下，

银行等正规金融机构倾向于将信贷资源优先供给低污染企业,减少对高污染企业的信贷服务或提升高污染企业的融资成本,导致高污染企业技术创新活动受到抑制。尽管如此,根据波特假说,环境规制引发的融资约束等问题可能迫使企业加大创新力度以摆脱环境规制对企业的不利影响。企业通过技术创新可以向正规金融部门发送积极信号,在一定程度上缓解融资约束。高污染企业在正规金融渠道信贷约束的情况下,可能会更多通过非正规金融渠道或股权融资寻求信贷服务。非正规融资渠道往往存在融资成本高(彭俞超和黄志刚,2018;余大胜,2019)、期限短等特点(李香花等,2021),根据期限匹配理论,当企业资产与债务期限不相匹配时,企业现金流短缺、难以偿付债务的风险剧增(Morris,1976)。技术创新往往具有研发周期长、投资金额大、不确定性高的特点,因此非正规金融渠道获取的信贷资源难以满足技术创新的长周期需求,其对高污染企业技术创新的影响通常是不确定的。股权融资通常具有长期性的特点,有利于支持高污染企业的创新活动。但是,由于绿色金融改革创新试验区政策可能导致高污染企业外部环境恶化,使投资者对高污染企业的预期降低,面临的风险加剧(李俊成和王文蔚,2022)。因此,高污染企业难以通过股权融资筹得足够的创新资金。

绿色金融改革创新试验区会增加高污染企业的经营风险。根据信贷市场的逆向选择理论(Stiglitz and Weiss,1981),高污染企业可以选择技术创新以获取正规金融部门的信任从而缓解融资困境,但是在银企双方信息不对称情况下,高污染企业能否通过信号发送减少银行等正规金融部门的疑虑尚不明确,正规融资部门可能采取一刀切的做法以缓解由信息不对称带来的风险。因此,当信贷市场信息不确定性较高时,高污染企业难以通过技术创新有效传递信号,其可能通过收缩市场业务、减少创新投入以提高现金资产的持有水平,增强风险抵抗能力。

根据以上分析,本文构建了一个包含绿色金融改革创新试验区政策影响企业技术创新中介机制的理论框架(如图3.1所示),并提出以下假设:

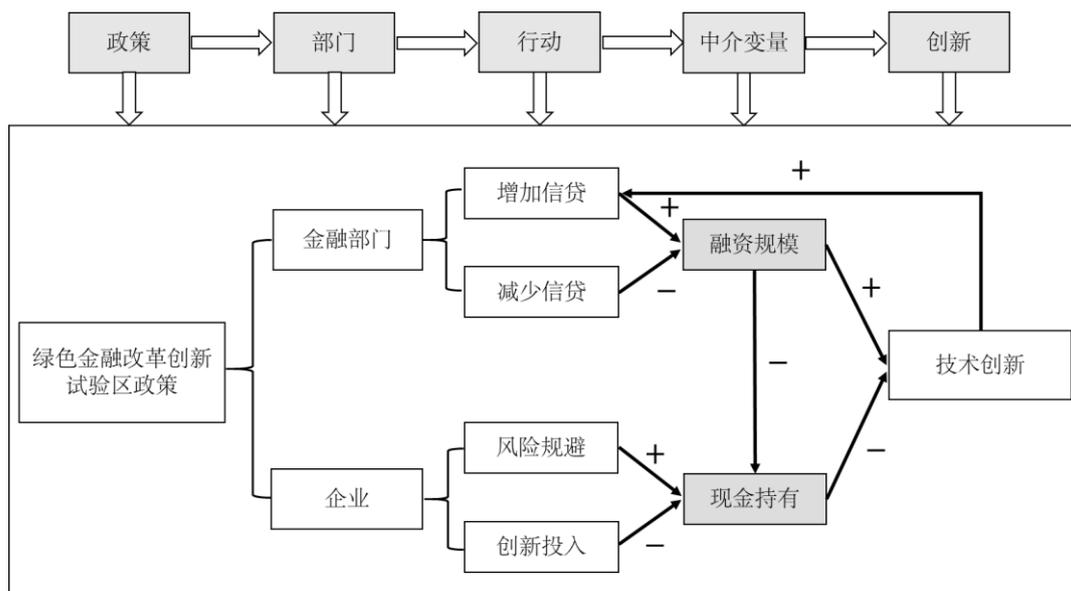


图 2.1 绿色金融改革创新试验区政策影响企业创新的机制图

H2: 绿色金融改革创新试验区政策通过调整试验区高污染企业的信贷资源配置，进而影响企业技术创新。

H3: 绿色金融改革创新试验区政策通过改变企业的风险应对策略，进而影响企业技术创新。

3 绿色金融发展现状

从产品视角出发,绿色金融产品包含绿色信贷、绿色债券、绿色保险、绿色基金、绿色租赁、绿色信托、绿色票据、碳金融产品等金融工具。保尔森基金会绿色金融中心正式发布《金融科技推动中国绿色金融发展:案例与展望(2023)》报告。报告显示,从绿色金融产品规模看,中国已成为全球最大绿色信贷市场、第二大绿色债券市场。因此,本文针对我国的绿色信贷和绿色债券发展现状进行了分析。

3.1 绿色信贷市场发展现状

绿色信贷是银行参与绿色金融的最主要方式,其绿色信贷发放水平是我国绿色金融发展。

根据表 3.1 数据,从绿色信贷余额绝对值看,2018—2020 年 6 大国有银行绿色信贷余额平均水平最高,其后规模排序依次是股份制银行、城商行、农商行。随着时间推进,各类银行绿色信贷余额均呈增长趋势,截至 2020 年,按照绿色信贷余额规模排序,其余额分别为 10447.23 亿元、2196.96 亿元、178.48 亿元、60.85 亿元。从绿色信贷余额增长率看,国有行和股份行绿色信贷余额增长率呈现增长态势,城商行和农商行增长态势有所放缓;截至 2020 年,四类银行绿色信贷余额增长率分别为 22.20%、32.10%、32.50%、68.70%,其中农商行增长率最大,国有行增长率最小。从绿色信贷余额占总贷款余额之比看,各类银行绿色信贷余额占比均呈现增长态势,截至 2020 年占比大小排序依次为国有银行、股份制银行、城商行、农商行,其值分别为 7.7、6.8、5.0、3.0。

上述结果表明,2018—2020 年,银行业绿色信贷余额水平整体呈增长趋势,其中国有行绿色信贷发放规模远远领先、占总信贷余额的比例也最大,是绿色金融事业的有力推动者。这反映出当前我国绿色金融事业的发展仍然以政府主导为主。然而,值得注意的是,截至 2020 年底,各类银行绿色信贷提供比例占其总发放贷款比例仍然较低,占比最大的国有银行绿色信贷发放占比仍不到 10%,绿色信贷水平仍然有很大的提升空间。

表 3.1 2018—2020 各类银行绿色信贷余额现状

单位：亿元 /%	绿色信贷余额			增长率		占总信贷余额比		
	2020	2019	2018	2020	2019	2020	2019	2018
国行	10447.23	8378.11	7394.24	22.20	15.90	7.7	7.1	6.9
股份行	2196.96	1812.63	1707.57	32.10	27.64	6.8	6.2	6.2
城商行	178.48	147.25	131.96	32.50	35.20	5.0	4.6	4.2
农商行	60.85	47.52	41.30	68.70	88.30	3.0	2.6	2.0

注：数据来源于《中国绿色金融发展报告（2021）》。

表 3.1 结果表明国有银行的绿色信贷余额规模远超其他类型银行，作为我国绿色金融事业的有力推动者，本文进一步给出了 2018—2020 年 6 大国有银行绿色信贷余额发放的结果，如图 3.1 所示。三年中，工商银行始终是国有银行中提供绿色信贷最多的国有银行，其后依次为农业银行、建设银行、中国银行、交通银行以及邮储银行。截至 2020 年底，其绿色信贷规模分别为 18457.19、15149、13427.07、8967.98、3872.8、2809.36 亿元。依照 1 万亿作为分界线，工商银行、农业银行、建设银行又是国有银行中推动绿色金融发展的主要力量，中国银行绿色信贷发放规模接近 1 万亿大关，交通银行和邮储银行对绿色信贷事业的推动作用最小。

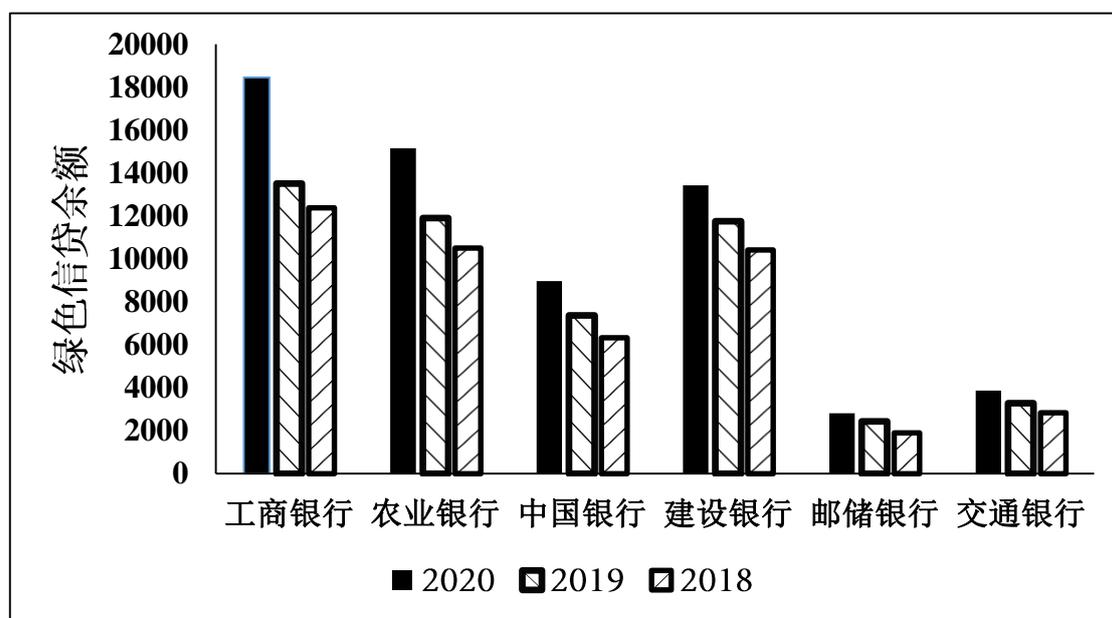


图 3.1 2018—2020 国有银行绿色信贷余额规模

注：数据来源于《中国绿色金融发展报告（2021）》。

3.2 绿色债券市场发展现状

2016—2020 年各类发行场所绿色债券发行情况如表 3.2 所示。就绿色债券发行数量看,银行间绿色债券发行数量为 271 支,占总绿色债券发行数量的 43.78%,其后分别为上交所、跨市场、深交所,发行占比分别为 30.37%、19.06%、6.79%,在绿色债券发行数量方面,银行仍然是推动绿色金融发展的主导力量。就绿色债券发行规模看,银行间绿色债券发行规模为 6309.5 亿元,占总绿色债券规模的 60.86%,其后分别为上交所、跨市场、深交所,发行规模分别为 19.25%、16.56%、3.33%,在绿色债券发行规模方面,银行绿色债券发行规模超过市场绿色债券规模的 6 成,更加充分地证明了银行在推动绿色债券发展方面的主力作用。

表 3.2 2016—2020 五年总绿色债券发行场所现状

场所	发行数量	发行数量占比	发行规模(亿元)	发行规模占比
跨市场	118	19.06%	1717.2	16.56%
上交所	188	30.37%	1995.42	19.25%
深交所	42	6.79%	345.49	3.33%
银行间债券	271	43.78%	6309.5	60.86%
总计	619	100.00%	10367.61	100.00%

注:数据来源于《中国绿色金融发展报告(2021)》。

进一步,本文考察了 2016—2020 年各类发行场所绿色债券发行规模占比变化趋势,结果如图 3.2 所示,总体上,2016—2020 年,银行间债券发行规模呈明显下降趋势,由 2016 年占据绝对优势的 83.72%,降至 2020 年的 37.13%;其他三类场所绿色债券发行规模占比呈明显的上升趋势,其中上交所和跨市场绿色债券发行规模较为接近,深交所绿色债券发行规模占比最小。截至 2020 年,上交所绿色债券发行规模占比为 28.97%,深交所绿色债券发行规模占比为 9.08%,即以企业为代表的绿色债券发行规模在 2020 年达到 38.05%,略微超过银行的发行规模。这说明随着绿色金融事业的推进,我国绿色金融的发展模式虽然仍然以政府主导为主,但是在绿色金融的某些领域,市场力量也开始变得越发强大,我国绿色金融发展趋势良好。

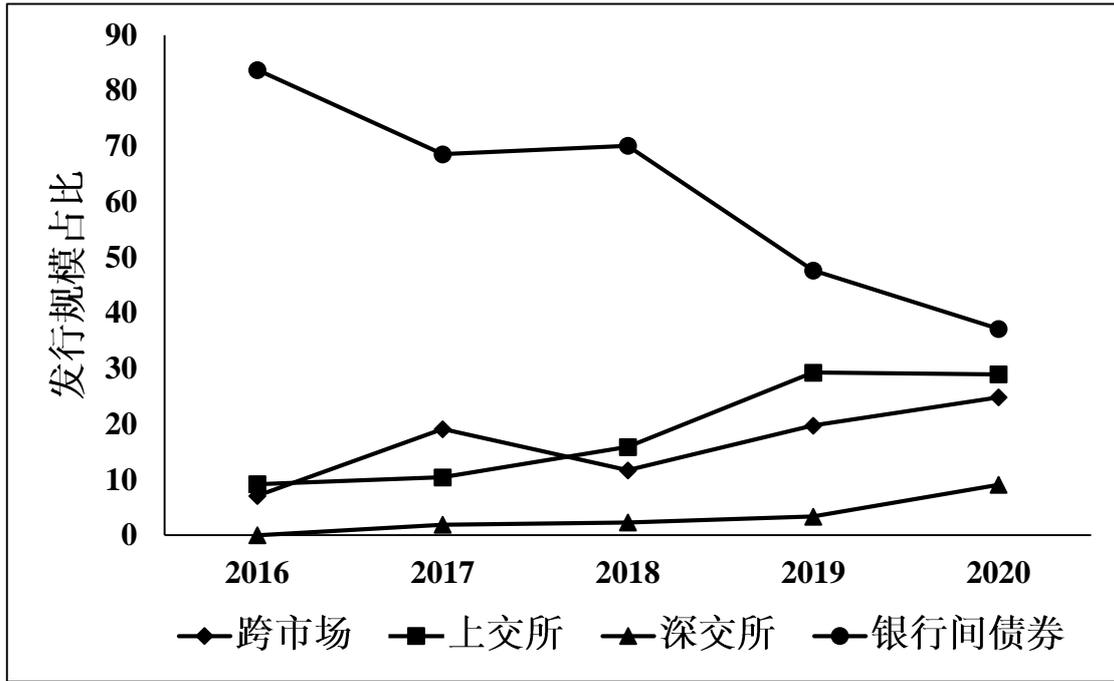


图 4.2 2016—2020 各类场所绿色债券发行占比

注：数据来源于《中国绿色金融发展报告（2021）》。

3.3 绿色金融改革创新试验区发展现状

从绿色金融的产品视角，本文分析了我国绿色信贷、绿色债券的发展现状。总体上，我国绿色金融的发展仍然表现出以国有银行为代表的政府力量为主导、以上是公司为代表的市场力量逐渐增强的形势。绿色金融改革创新试验区政策作为我国在绿色金融事业探索方面的一大政策，本文对该政策推动以来，试验区的绿色金融发展现状展开分析。

图 3.3 给出了 2019 年绿色金融发展指数排名前 10 的省份绿色金融发展指数得分。其中，在 2017 年被选定并开始推行政策的五大绿色金融改革创新试验区广东、浙江、江西、新疆、贵州分别排在第 1、2、6、8、9 位，得分分别为 73.11、68.37、48.92、44.69、40.37。其政策推动得分分别排在第 3、2、4、5、9，市场效果得分分别为 1、3、13、16、10。这反映出绿色金融改革创新试验区对绿色金融事业的推动作用，实施该政策的 5 个省份均处于绿色金融发展领先地位，并且由于这五大试验区分别位于我国东中西部三大区域，也表现出明显的层次性，即东部地区绿色金融改革创新试验区的绿色金融事业表现最好、中部地区次之、西

部地区排在最后，并且东部地区较中西部地区的绿色金融表现领先幅度最大。

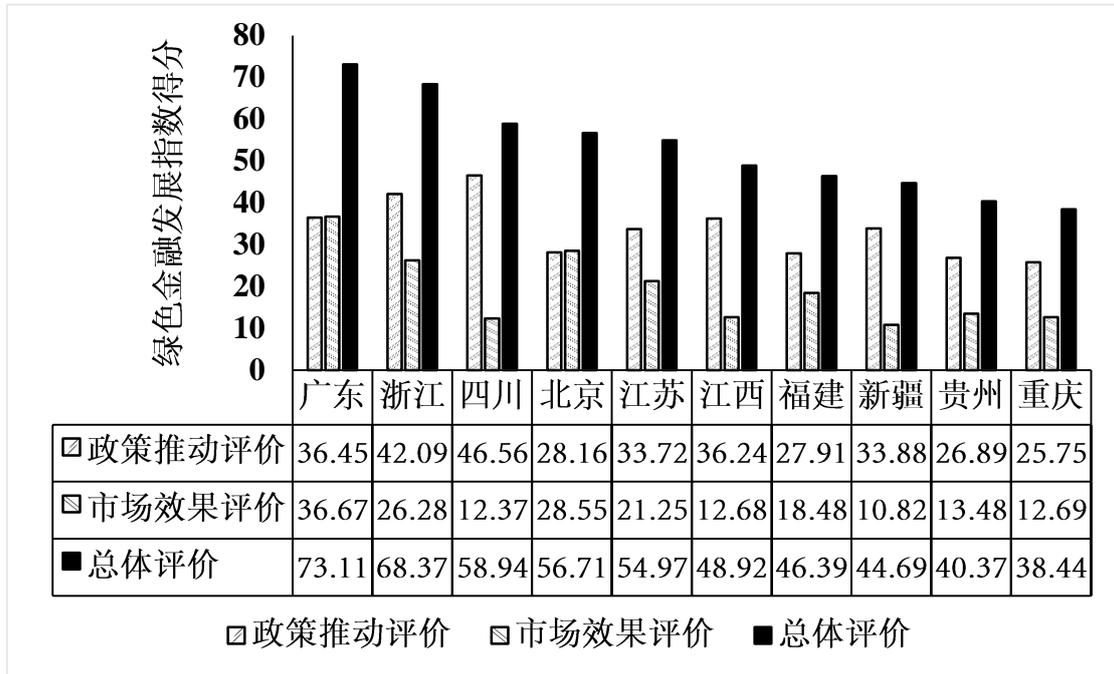


图 3.3 2019 年绿色金融发展指数前 10 省份排名

注：数据来源于《地方绿色金融发展指数与评估报告（2019）》。

图 3.3 结果显示，绿色金融改革创新试验区政策的实施促进了该省的绿色金融发展，并且从排名状况看，该试验区在东部地区效用较强，在中西部地区效用较弱。进一步，本文分析了五大绿色金融改革创新试验区在 2016—2020 年中绿色债券的发放情况。结果见图 3.4、图 3.5。

就发放数量来看，广东和浙江在该政策实施之后，绿色债券发放数量急剧增长；贵州在该政策实施之后开始发放绿色债券，且 2020 年发放数量最大；江西在该政策实施之后绿色债券发放数量呈逐年增长趋势，新疆在绿色债券发放数量上并未随着该政策的实施发生明显的变化。就发放规模来看，该政策对各个绿色金融改革创新试验区的影响与发放数量一致。这一现象与各个绿色金融改革创新试验区的发展现状相适应：

广东省依托粤港澳大湾区的区位优势，侧重发展绿色金融市场，着力在绿色企业与项目入库做出规范要求，也通过企业落户、发债补贴、风险补偿等方式支持绿色项目及绿色金融业务，有利于其绿色金融市场的进一步规范与激励。广东省 2020 年共发行 18 只、222.5 亿元绿色债券。截至 2020 年末，广东省绿色债

券总量超 700 亿元，位居试验区首位。

浙江省积极探索绿色金融服务模式，湖州与衢州两个绿色金融改革试验区，均较快出台激励政策对绿色债券发行进行支持。浙江省发行数量和规模每年都所有增加，2020 年发行 24 只绿色债券，总计 197 亿元；截至 2020 年，浙江省累计发行绿色债券规模达 528.7 亿元，位列试验区省份第二。

江西省赣江新区于 2019 年发行全国首单绿色市政债，近年来在绿色票据、企业信息披露方面多有成果。2020 年江西省共发行 9 只绿色债券，总规模 115.4 亿元，与 2019 年相比增速较快。截至 2020 年，江西省绿色债券总规模达 300.2 亿元。

贵州省绿色债券市场总体有所落后，但在顶层设计及配套激励方面积极有为。2020 年，贵安新区发布《贵安新区支持绿色金融发展政策措施（试行）》，引导绿色金融机构集聚，促进绿色产业发展，支持绿色金融改革创新试验区的建设。贵州省在 2020 年发行了 6 只绿色债券，总规模 51.8 亿元，均为地方国有企业发行；五年来累计发行 11 只绿色债券，募集资金 213.8 亿元。

新疆维吾尔自治区作为“丝绸之路经济带”核心区，2020 年发行 2 只绿色债券，总规模 20 亿元；五年来累计发行 9 只、90.8 亿元绿色债券。

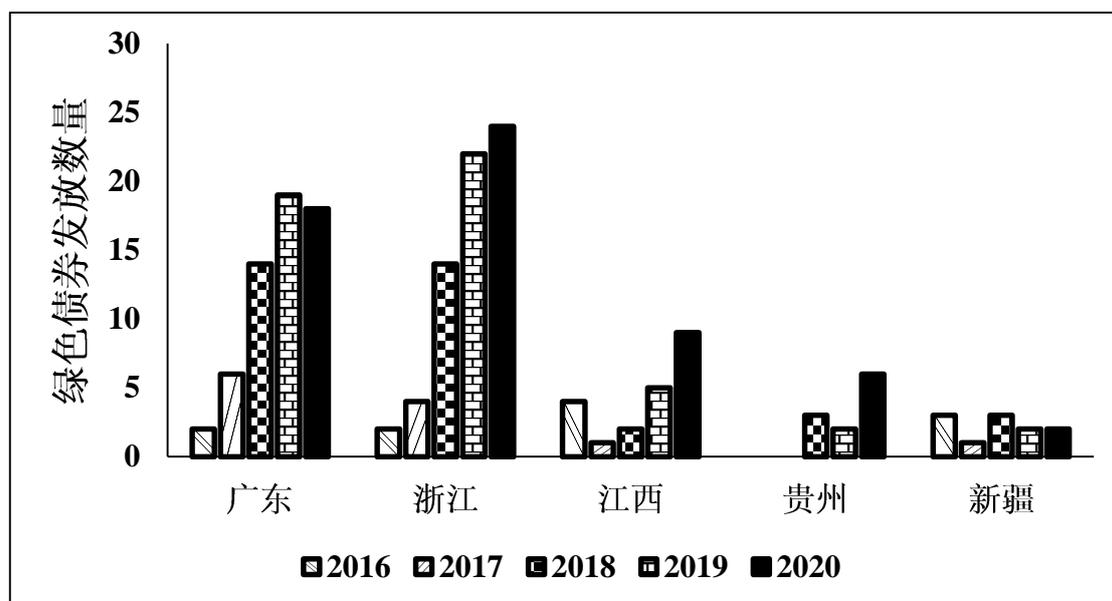


图 3.4 2016—2020 年绿色金融改革创新试验区绿色债券发放数量

注：数据来源于《中国绿色金融发展报告（2021）》。

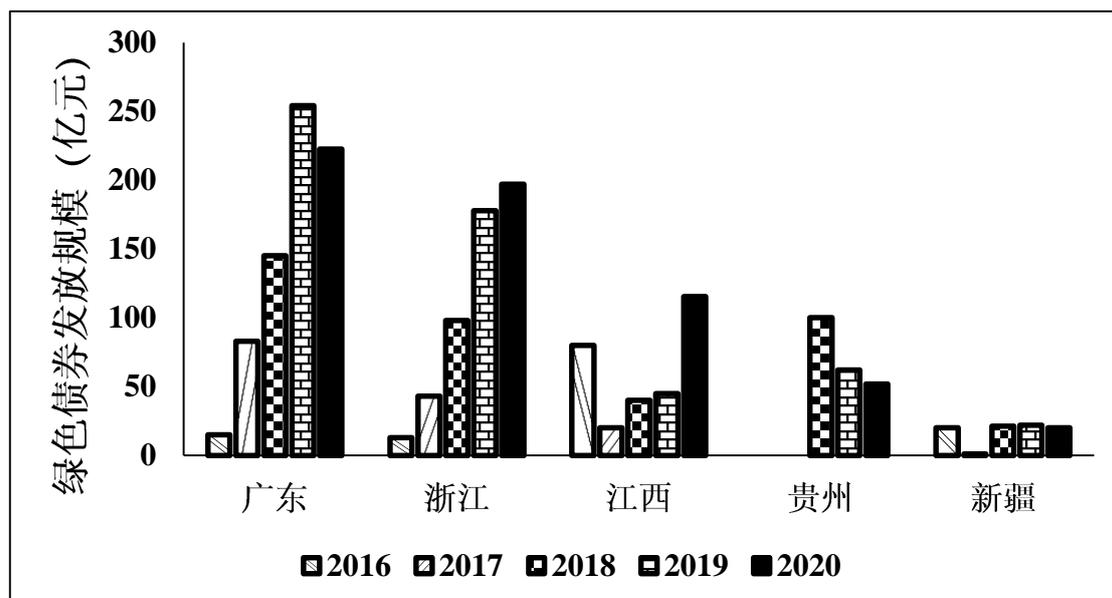


图 3.5 2016—2020 年绿色金融改革创新试验区绿色债券发放规模

注：数据来源于《中国绿色金融发展报告（2021）》。

综上所述，从绿色金融产品角度，我国绿色金融事业在绿色信贷和绿色债券方面都取得了一定进步，绿色金融的表现形式呈现政府驱动为主、市场驱动能力不断提升的趋势。绿色金融改革创新试验区政策促进了试验区绿色金融事业的发展，其中广东和浙江的表现最为突出。上述现状分析表明，分析绿色金融改革创新试验区政策的相关影响十分重要。

4 研究设计

4.1 模型构建

4.1.1 基准回归模型

本文研究内容为绿色金融改革创新试验区对企业技术创新的影响，由于该政策能够推动试验区信贷资源由污染型部门向清洁型部门流动，如果只是设置绿色金融改革创新试验区与年份的双重差分模型可能并不能准确衡量该政策对企业技术创新的影响。因此，本文设置三重差分探究该政策对试验区高污染与低污染企业影响是否存在差异，设定模型如下：

$$Patent_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 DDD + \beta_2 Treat * Post + \beta_3 Post * Industry + \beta_4 Treat * Industry + \beta_5 X + \gamma_t + \mu_j + \varphi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， i 、 j 、 t 分别代表省份（市、区）、行业、公司以及年份， $Patent$ 代表企业创新数量或者企业创新质量， DDD 代表是否为绿色金融改革创新试验区政策影响下的高污染企业， $Treat$ 代表是否为绿色金融改革创新试验区， $Post$ 代表是否为政策实施年份， $Industry$ 代表是否为高污染行业， X 为一系列控制变量， γ 、 μ 和 φ 分别为年份、企业和行业固定效应， ε 为随机误。

4.1.2 平行趋势与动态效应检验模型

虽然三重差分模型对实验组和对照组的平行趋势要求有所放松，但是仍然有必要参考双重差分中平行趋势的检验方法评估政策的动态效应以验证基础回归结果的可靠性。采用事件研究法并借鉴 Qi et al. (2021) 的做法，设置如下模型验证平行趋势和动态效应：

$$Patent_{ijt} = \beta_0 + \sum_{t=2013}^{2021} \beta_t Treat \times Industry \times d_t + \beta_1 Treat * Post + \beta_2 Post * Industry + \beta_3 Treat * Industry + \beta_4 X + \gamma_t + \mu_j + \varphi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中， d_t 为年份的虚拟变量，其余变量与基础回归模型（1）一致。本文重点关注三重差分项的系数 β_t ， β_t 的显著性能够反映出绿色金融改革创新试验区政策的平行趋势和动态效应。若 $\beta_{2013 \leq t \leq 2016}$ 不显著，且 $\beta_{2017 \leq t \leq 2021}$ 显著，则说明该政

策对企业技术创新的影响满足平行趋势假设, $\beta_{2017 \leq t \leq 2021}$ 的显著性和系数大小的变化能够反映该政策对企业技术创新影响的动态效应。

4.1.3 考虑碳交易试点政策的检验

碳交易试点政策是我国近年来实施的另一项重要环境政策。试点省份包括北京、天津、上海、广东、湖北、重庆、福建和四川。广东省是碳交易试点政策和绿色金融改革创新试验区政策两项政策的实施地区。为检验基础回归结果的稳健性, 本文进一步将碳交易试点政策引入回归模型。

北京、天津、上海、广东、湖北和重庆的碳交易市场于 2013—2014 年启动, 福建和四川的试点于 2016 年 12 月正式完成。为了简化分析, 本研究将碳交易试点政策的实施时间定为 2014 年; 试点省份包括北京、天津、上海、广东、湖北和重庆。模型设置如下:

$$Patent_{ijt} = \lambda_0 + \lambda_1 DDD + \lambda_2 Treat * Post + \lambda_3 Post * Industry + \lambda_4 Treat * Industry + \lambda_5 Treat' \times Post' \times Industry + \lambda_6 Treat' * Post' + \lambda_7 Post' * Industry + \lambda_8 Treat' * Industry + \lambda_9 X + \gamma_t + \mu_j + \varphi_s + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中, $Treat'$ 和 $Post'$ 分别为碳交易试点省份和该政策的实施时间, 其余变量与基础回归模型 (1) 一致。此时, 若 DDD 项与基础回归结果仍然保持一致, 则说明在考虑碳交易试点政策的条件下, 绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的影响仍然有效。

4.1.4 中介效应检验

绿色金融改革创新试验区政策主要促进了金融信贷资源由污染型部门向清洁型部门的流动, 即该政策抑制高污染企业技术创新的机制是从信贷可得性及相关途径引发的。

根据以上分析, 本文采用“取得借款收到的现金/总资产”衡量企业的债务融资规模 (Dfs), 该值越大代表债务融资规模越大 (章刚勇等, 2022); 采用“现金资产比率” (Car) 衡量企业的风险规避程度, 该值越大表明企业风险规避程度越高 (白旻等, 2018)。为验证绿色金融改革创新试验区是否通过对企业债务融资规模、现金资产比率产生影响进而抑制高污染企业技术创新, 本文构建如下中

中介效应模型进行回归分析：

$$Med_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DDD + \alpha_2 Treat * Post + \alpha_3 Post * Industry + \alpha_4 Treat * Industry + \alpha X_{ijt} + \gamma_t + \mu_j + \varphi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$Patent_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DDD + \alpha_2 Treat * Post + \alpha_3 Post * Industry + \alpha_4 Treat * Industry + \alpha_5 Med_{ijt} + \alpha X_{ijt} + \gamma_t + \mu_j + \varphi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

中介效应模型第一步见基础回归公式（1），公式（4）、（5）中， Med_{ijt} 为中介变量（债务融资规模或现金资产比率），其余变量含义与公式（1）一致。中介效应成立的条件为：三步法回归第一步，即基础回归结果验证绿色金融改革创新试验区政策会抑制高污染企业技术创新水平；第二步，即式（4），系数 α_1 显著，当中介变量为债务融资规模时，系数显著为负，当中介变量为现金资产比率时，系数显著为正；第三步，即式（5），系数 α_5 显著，当中介变量为债务融资规模时，系数显著为正，当中介变量为现金资产比率时，系数显著为负。其中，在第三步回归中，若绿色金融改革创新试验区政策的系数显著，则说明该中介变量的影响为完全中介效应，否则为部分中介效应。

4.2 变量设定

4.2.1 被解释变量

创新数量：借鉴王馨和王营（2021）的做法，采用企业发明专利和实用新型专利数量之和，并进行加1取对数处理。在稳健性检验部分，采用企业所有专利申请数量（包括发明专利、实用新型专利以及外观设计三种）进行加1取对数处理。

创新质量：关于创新质量的衡量主要有以下几种方式：一是从投入产出角度，即以前一期研发支出变化率和当期净利润增长率的差值衡量企业创新质量，差值越小代表创新质量越高或以发明专利授权数衡量企业创新质量（石青梅等，2022；朱于珂等，2022）。但是这两种衡量方式具有局限：一是企业创新投入转化为创新成果存在时滞性，且时滞周期可能长于一年，二是仅以发明专利授权数衡量企业创新质量不能区分发明专利间的质量差异，与衡量企业创新数量的方式没有本质区别；二是从知识宽度角度，即采用专利宽度法衡量企业创新质量（张杰和郑

文平, 2018; Aghion et al., 2015); 三是从引用角度, 即以专利引用次数衡量企业创新质量 (方慧和霍启欣, 2023; Hsu et al., 2014)。后两种衡量方式相较之下, 对于专利质量的衡量更为准确。企业进行技术创新的目的在于提升生产效率、开发新产品以获取超额收益, 专利引用次数正好反映出专利能给企业带来更多的专利授权收益、和容易投入生产环节以改善生产工艺和开发新产品。因此, 本文借鉴已有文献做法 (方慧和霍启欣, 2023), 本文采用年度专利总被引次数的自然对数用以衡量创新质量, 并在稳健性检验部分采用近 2 年专利总被引次数的自然对数进行稳健性检验。

4.2.2 关键解释变量

绿色金融改革创新试验区、年份以及是否为高污染企业的三重差分 (DDD): 将 2017 年 6 月国务院确定的浙江、广东、新疆、贵州和江西五省 (区) 设置为 1, 其余省 (市、区) 设置为 0; 由于该政策于 2017 年 6 月开始实行, 为准确衡量政策效力, 本文借鉴孙莹和孟瑶 (2021) 的做法, 设置 2012—2016 年为 0, 2017 年为 0.5, 2018—2021 年为 1; 根据中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》、环境保护部 2008 年制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函 [2008] 373 号) 以及《上市公司环境信息披露指南》(环办函 [2010] 78 号), 将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业等 16 类行业设置为高污染行业, 赋值为 1, 其余行业赋值为 0。即:

$$DDD = Treat * Post * Industry \quad (6)$$

其中, *Treat* 代表是否为绿色金融改革创新试验区, *Post* 代表是否为政策实施年份, *Industry* 代表企业是否属于高污染行业。

4.2.3 控制变量

借鉴已有相关文献的控制变量 (胡天杨和涂正革, 2022; 祁怀锦和刘斯琴, 2023), 本文选取了公司规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、总资产净利润率 (*Roa*)、总资产周转率 (*Ato*)、现金流比率 (*Cashflow*)、营业收入增长率 (*Growth*)、独立董事比例 (*Indep*)、两职合一 (*Dual*)、公司成立年限 (*Firmage*)、第一大股东

持股比例 (*Top1*)、国有企业 (*Soe*) 作为控制变量以保证回归结果的可靠性。由于本文控制了行业层面的固定效应, 并且采用了省级层面的聚类标准误, 故为了避免多重共线性问题, 没有再选取行业和省级层面的控制变量。

4.2.4 主要变量定义及描述性统计

主要变量的设置方式见表 5.1, 其描述性统计结果见表 5.2。表 5.2 中, 除创新质量观测值为 14228 以外, 其余变量观测值均为 16481。关键解释变量方面, 创新数量和创新质量的均值分别为 3.962、3.396, 标准差分别为 1.604、1.493, 样本企业在技术创新方面存在明显差异; 比对均值和最大、最小值, 样本企业整体的创新数量和创新质量水平较低。控制变量中, 公司规模、资产负债率、总资产净利润率、总资产周转率、现金流比率、营业收入增长率用于反映企业的财务情况; 独立董事比例、两职合一、公司成立年限、第一大股东持股比例、国有企业用于反映企业的股权结构、产权性质等特征。控制变量的分布特征与已有文献基本一致。

表 4.1 主要变量定义

变量名	变量定义
关键解释变量	
创新数量	$\ln(\text{发明专利}+\text{实用新型专利}+1)$
创新质量	$\ln(\text{年度专利总被引次数}+1)$
控制变量	
公司规模	$\ln(\text{总资产})$
资产负债率	年末总负债/年末总资产
总资产净利润率	净利润/总资产平均余额
总资产周转率	营业收入/(年初资产总额+年末资产总额)/2
现金流比率	经营活动产生的现金流量净额/总资产
营业收入增长率	本年营业收入/上一年营业收入-1
独立董事比例	独立董事/董事人数
两职合一	董事长与总经理是同一个人 为 1, 否则为 0
公司成立年限	$\ln(\text{当年年份}-\text{公司成立年份}+1)$
第一大股东持股比例	第一大股东持股数量/总股数
是否国有企业	国有控股企业取值为 1, 其他为 0

表 4.2 主要变量描述性统计

变量名	N	均值	标准差	最小值	最大值
关键解释变量					
创新数量	16481	3.962	1.604	0	10.695
创新质量	14288	3.396	1.493	0.693	10.142
控制变量					

续表 4.2

变量名	N	均值	标准差	最小值	最大值
公司规模	16481	22.310	1.327	17.954	30.164
资产负债率	16481	0.415	0.197	0.011	1.352
总资产利润率	16481	0.042	0.072	-1.676	0.854
总资产周转率	16481	0.652	0.428	0.000	10.813
现金流比率	16481	0.048	0.067	-0.586	0.726
营业收入增长率	16481	0.242	1.493	-0.913	84.992
独立董事比例	16481	0.376	0.056	0.143	0.800
两职合一	16481	0.303	0.460	0	1
公司成立年限	16481	2.864	0.334	1.386	4.159
第一大股东持股比例	16481	0.334	0.146	0.003	0.891
是否国有企业	16481	0.291	0.454	0	1

4.2.5 中介机制变量

债务融资规模：取得借款收到的现金/总资产（章刚勇等，2022），债务融资规模越大，代表企业向金融机构取得的融资越多，其所受融资约束越小。

现金资产比率：现金及现金等价物余额/总资产（白旻等，2018），现金资产比率越大，代表企业风险规避水平越高，其用于生产、创新等活动的投入越少。

4.3 数据来源与样本选择

大量文献发现 2012 年由中国银行业监督管理委员会发布的《绿色信贷指引》对企业技术创新存在显著影响。因此，为准确分析绿色金融改革创新试验区政策的影响，本文使用了 2012—2021 年中国沪深两市 A 股上市公司数据，数据来源于 Wind 数据库、CSMAR 数据库以及国家知识产权局，同时剔除了研究期限内金融行业、ST、*ST、PT 企业样本，对所有连续控制变量在 1%和 99%分位上进行了缩尾处理。

4.4 本章小结

根据前文绿色金融改革创新试验区政策对企业创新的影响及机制分析，本章针对所研究问题设定了代理变量与模型，为后文进一步展开回归分析奠定了坚实的数据与方法基础。

5 实证分析

5.1 相关性分析

借鉴 Shi et al. (2022) 的做法, 为了避免控制变量之间可能存在的多重共线性, 本文在回归前对控制变量之间的相关性进行了分析。结果见下表 5.1。

结果显示, 除公司规模 (*Size*) 与资产负债率 (*Lev*) 的相关系数大于 0.5 外, 各变量之间的相关系数均小于 0.5。模型的多重共线性问题较弱, 可以进行下一步回归。此外, 本文还检验了控制变量间的方差膨胀因子 (VIF), 其 VIF 值均远小于 10, 同样证明了本文回归结果不存在严重的多重共线性问题^①。

表 5.1 控制变量的相关性分析

	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>Ato</i>	<i>Cashflow</i>	<i>Growth</i>
<i>Size</i>	1 ^{***}					
<i>Lev</i>	0.538 ^{***}	1 ^{***}				
<i>Roa</i>	-0.031 ^{***}	-0.377 ^{***}	1 ^{***}			
<i>Ato</i>	0.091 ^{***}	0.147 ^{***}	0.176 ^{***}	1 ^{***}		
<i>Cashflow</i>	0.080 ^{***}	-0.169 ^{***}	0.409 ^{***}	0.138 ^{***}	1 ^{***}	
<i>Growth</i>	0.028 ^{***}	0.028 ^{***}	0.066 ^{***}	0.031 ^{***}	0.004	1 ^{***}
<i>Indep</i>	-0.025 ^{***}	0.005	-0.021 ^{***}	-0.020 ^{***}	-0.004	-0.002
<i>Dual</i>	-0.193 ^{***}	-0.149 ^{***}	0.055 ^{***}	-0.039 ^{***}	-0.014 [*]	0.025 ^{***}
<i>Firmage</i>	0.218 ^{***}	0.173 ^{***}	-0.073 ^{***}	0.038 ^{***}	0.025 ^{***}	-0.014 [*]
<i>Top1</i>	0.183 ^{***}	0.052 ^{***}	0.120 ^{***}	0.092 ^{***}	0.107 ^{***}	0.012
<i>Soe</i>	0.415 ^{***}	0.324 ^{***}	-0.106 ^{***}	0.070 ^{***}	-0.006	-0.014 [*]
	<i>Indep</i>	<i>Dual</i>	<i>Firmage</i>	<i>Top1</i>	<i>Soe</i>	
<i>Indep</i>	1 ^{***}					
<i>Dual</i>	0.113 ^{***}	1 ^{***}				
<i>Firmage</i>	-0.003	-0.108 ^{***}	1 ^{***}			
<i>Top1</i>	0.052 ^{***}	-0.031 ^{***}	-0.059 ^{***}	1 ^{***}		
<i>Soe</i>	-0.025 ^{***}	-0.294 ^{***}	0.212 ^{***}	0.230 ^{***}	1 ^{***}	

注: ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

5.2 基准回归结果

本文首先分析了绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的影响, 其中表 5.2 中 1、2 列被解释变量为企业创新数量, 3、4 列被解释变量为企业创新质量; 1、3 列未加入控制变量, 2、4 列加入了一系列控制变量。结果显示: 绿色金融改革创新试验区政策实施以后, 创新数量和创新质量的系数值分别为-0.262、

^① VIF 检验结果见表 A.1。

-0.251, 并且在 1%的水平上显著。这表明相较于非试验区企业与试验区低污染企业, 该政策抑制了高污染企业的创新数量和创新质量。由于本文被解释变量均进行取对数处理, 因此, 该结果应按照 X 变化 1 个单位, Y 变化 $\beta\%$ 的方式进行解读。本文中结果表明, 该政策导致试验区高污染企业创新数量减少 26.2%, 创新质量降低 25.1%。即绿色金融改革创新试验区政策抑制了高污染企业的技术创新, 该政策没有起到倒逼高污染企业进行技术创新以实现绿色转型的作用, 假设 H1b 成立。

同时, 考虑到 5.1 中相关性分析结果表明公司规模 (*Size*) 与资产负债率 (*Lev*) 存在较强的共线性问题, 为避免多重共线性问题导致本文基准回归结果存在偏误, 本文同样报告了分别剔除公司规模 (*Size*) 与资产负债率 (*Lev*) 的回归结果, 结果仍然表明绿色金融改革创新试验区政策抑制了高污染企业的技术创新, 该政策没有起到倒逼高污染企业进行技术创新以实现绿色转型的作用, 假设 H1b 成立。结果见 5.6 节中表 A.2。

表 5.2 基础回归结果

变量名	创新数量		创新质量	
	1	2	3	4
<i>DDD</i>	-0.241*** (-4.38)	-0.262*** (-4.59)	-0.230* (-2.00)	-0.251*** (-2.97)
<i>Treat*Post</i>	0.098*** (5.15)	0.094*** (4.50)	0.156 (1.44)	0.087 (1.11)
<i>Post *Industry</i>	0.077 (1.62)	0.111** (2.13)	-0.007 (-0.14)	0.144*** (3.25)
<i>Treat*Industry</i>	-0.037 (-0.57)	-0.046 (-0.40)	-0.475*** (-4.05)	-0.343** (-2.71)
公司规模		0.075*** (4.13)		0.483*** (13.19)
资产负债率		0.166** (2.13)		0.264** (2.11)
总资产利润率		-0.186** (-2.76)		-0.996*** (-5.97)
总资产周转率		-0.078* (-1.98)		0.031 (0.66)
现金流比率		0.065 (0.85)		0.126* (1.70)
营业收入增长率		-0.0005 (-0.22)		-0.027*** (-6.95)
独立董事比例		-0.064 (-0.32)		0.245 (1.55)
两职合一		-0.002 (-0.12)		-0.030 (-1.02)
公司成立年限		0.025 (0.27)		0.346 (1.46)

续表 5.2

变量名	创新数量		创新质量	
	1	2	3	4
是否国有企业		0.070 (1.48)		-0.005 (-0.10)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	17625	16474	14828	14283
R^2	0.467	0.474	0.276	0.352

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误。

5.3 稳健性检验

5.3.1 平行趋势与动态效应检验

平行趋势与动态效应检验是本文结果成立的前提，为验证基准回归结果的可信度，本文进行如下检验。回归结果如表 5.3 中 1、2 列所示：在绿色金融改革创新试验区政策实施以前，试点地区高污染企业与其他企业的创新数量和创新质量均不存在显著差异。政策实施之后，创新数量除了 2019 年不显著之外，其他年份均受到显著抑制作用，创新质量受到该政策显著抑制的时间出现在政策实施后的第三期和第四期（2020、2021 年），这表明本文研究设计满足平行趋势假设，基础回归结果是稳健的，且绿色金融改革创新试验区政策对创新质量的影响滞后性更强。

5.3.2 考虑碳交易试点政策的检验

除了绿色金融改革创新试验区，其他政策也可能对企业技术创新产生影响，考虑到碳交易试点政策实施时间与本文研究政策存在时间上的重叠、且广东是两项试点政策共同的试点地区，因此需要考虑引入碳交易试点政策之后，本文结果是否仍然成立。回归结果见表 5.3 中 3、4 列：在引入碳交易试点政策之后，绿色金融改革创新试验区政策仍然显著抑制了高污染企业的技术创新。其系数分别为 -0.266 和 -0.241，均在 1%的水平上显著。即该政策的实施导致试验区高污染企业的创新数量减少 26.6%，创新质量降低 24.1%，这表明本文所得基准回归结果

是稳健的。

5.3.3 PSM-DDD 检验

考虑到处理组和对照组企业间可能存在系统性差异,进而导致本文基础回归结果准确性降低。为解决此问题,本文采用逐期倾向得分匹配的三重差分法(PSM-DDD)进行稳健性检验,匹配方式采用 1:4 近邻匹配^①。所得结果如表 5.3 中 5、6 列所示:经过倾向得分匹配之后,该政策仍然显著抑制了高污染企业的创新数量和创新质量,其系数分别为-0.291 和-0.286,显著性水平分别为 1%和 10%。验证了本文基准回归结果的可靠性。

表 5.3 平行趋势、考虑碳交易试点以及 PSM-DID 检验结果

变量名	平行趋势与动态效应检验		考虑碳交易试点政策		PSM-DDD	
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
	1	2	3	4	5	6
<i>DDD</i>			-0.266*** (-4.70)	-0.241*** (-3.54)	-0.291*** (-4.09)	-0.286* (-1.73)
<i>Treat*Post</i>	0.095*** (4.53)	0.087 (1.11)	0.096*** (4.82)	0.078 (1.31)	0.102** (2.05)	0.135 (0.88)
<i>Post*Industry</i>	0.110** (2.12)	0.144*** (3.24)	0.102** (2.46)	0.151*** (3.62)	0.110* (1.81)	0.208** (2.07)
<i>Treat*Industry</i>	-0.0001 (-0.00)	-0.310* (-1.82)	-0.046 (-0.41)	-0.338*** (-2.80)	0.047 (0.43)	-0.311 (-1.12)
<i>Treat'*Post'*Industry</i>			0.056 (0.46)	-0.172* (-1.71)		
<i>Treat'*Post'</i>			-0.030 (-0.64)	0.180** (2.43)		
<i>Post'*Industry</i>			0.010 (0.20)	0.045 (1.32)		
<i>Treat'*Industry</i>			-0.036 (-0.24)	0.203*** (3.34)		
<i>Treat*Industry*d2013</i>	-0.011 (-0.12)	-0.003 (-0.03)				
<i>Treat*Industry*d2014</i>	-0.066 (-0.56)	-0.035 (-0.25)				
<i>Treat*Industry*d2015</i>	-0.052 (-0.74)	-0.021 (-0.16)				
<i>Treat*Industry*d2016</i>	-0.063 (-0.76)	-0.022 (-0.28)				
<i>Treat*Industry*d2017</i>	-0.203** (-2.69)	-0.100 (-0.68)				
<i>Treat*Industry*d2018</i>	-0.293*** (-3.34)	-0.280 (-1.48)				
<i>Treat*Industry*d2019</i>	-0.278** (-2.32)	-0.183 (-1.13)				
<i>Treat*Industry*d2020</i>	-0.263 (-1.57)	-0.277** (-2.40)				
<i>Treat*Industry*d2021</i>	-0.329** (-2.64)	-0.346** (-2.47)				

^① 考虑到成立年限和是否为国有企业为企业的固有特征,本文选取协变量不包括这两个控制变量。限于篇幅,倾向得分匹配的平衡性检验见表 A.3,结果显示,经过倾向得分匹配之后,处理组和控制组的协变量不存在系统性差异。

续表 5.3

变量名	平行趋势与动态效应检验		考虑碳交易试点政策		PSM-DDD	
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
	1	2	3	4	5	6
公司规模	0.074*** (4.15)	0.484*** (13.41)	0.076*** (4.28)	0.478*** (13.53)	0.051 (1.15)	0.592*** (8.19)
资产负债率	0.165** (2.15)	0.264** (2.11)	0.167** (2.13)	0.260** (2.08)	0.076 (0.58)	0.253 (1.20)
总资产利润率	-0.185** (-2.77)	-0.995*** (-5.97)	-0.187*** (-2.78)	-0.997*** (-6.04)	-0.502** (-2.13)	-0.911*** (-3.14)
总资产周转率	-0.078* (-2.01)	0.031 (0.67)	-0.077* (-1.97)	0.026 (0.58)	-0.003 (-0.04)	0.084 (1.54)
现金流比率	0.065 (0.84)	0.127* (1.72)	0.064 (0.82)	0.125 (1.70)	0.052 (0.27)	0.613*** (2.88)
营业收入增长率	-0.0005 (-0.21)	-0.027*** (-6.89)	-0.001 (-0.28)	-0.027*** (-6.58)	-0.001 (-0.10)	-0.024*** (-6.30)
独立董事比例	-0.067 (-0.33)	0.239 (1.49)	-0.062 (-0.31)	0.236 (1.51)	-0.344 (-0.81)	-0.314 (-0.79)
两职合一	-0.002 (-0.11)	-0.030 (-1.02)	-0.002 (-0.10)	-0.033 (-1.16)	0.014 (0.48)	0.036 (0.97)
公司成立年限	0.025 (0.27)	0.345 (1.46)	0.027 (0.30)	0.336 (1.36)	-0.138 (-1.14)	-0.107 (-0.33)
第一大股东持股比例	0.043 (0.41)	-0.596*** (-4.34)	0.040 (0.38)	-0.593*** (-4.39)	0.133 (0.62)	-0.807*** (-3.94)
是否国有企业	0.070 (1.47)	-0.005 (-0.09)	0.071 (1.49)	-0.006 (-0.11)	0.035 (0.37)	0.009 (0.08)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	16474	14283	16474	14283	5666	4948
R ²	0.475	0.353	0.475	0.354	0.500	0.408

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误。

5.3.4 进一步检验

为进一步验证基础回归结论的可靠性，本文还采用了如下三种方式进行稳健性检验。

一是采用企业所有专利申请数量（包括发明专利、实用新型专利以及外观设计三种）进行加 1 取对数处理衡量企业的创新数量。采用最近 2 年企业专利被引次数的对数衡量企业创新质量。所得结果见表 5.4 中 1、2 列：结果显示该政策实施之后，试点地区高污染企业创新数量和创新质量仍然受到显著抑制，其系数值分别为-0.255 和-0.191，显著性水平分别为 1%和 10%。

二是设置虚拟政策变量以验证绿色金融改革创新试验区政策效应的真实性。本部分设定面板数据年份为 2012-2016 年，设置 2015 年及以后为虚拟绿色金融改革创新试验区实施年份，以验证基础回归结论的可靠性。所得结果见表 5.4 中

3、4 列：结果显示虚构的政策并不会对试点地区高污染企业创新数量和创新质量产生显著的影响。

三是由于直辖市与其他省（区）在经济、政治等地位方面存在显著的差异，可能会造成估计结果的偏误，此处去除掉四个直辖市地区企业进行验证。所得结果见表 5.4 中 5、6 列：结果显示剔除直辖市地区之后，该政策仍然显著抑制了试点地区高污染企业的创新数量和创新质量，其系数值分别为-0.246 和-0.279，均在 1%的水平上显著。

上述结果表明，替换解释变量、去除直辖市样本之后，绿色金融改革创新试验区政策仍然导致了试验区高污染企业相较于低污染和非试验区企业在创新数量和创新质量上受到抑制作用；虚拟的绿色金融改革创新试验区政策的影响结果并不显著。一系列稳健性检验结果均证实了基础回归结论的可靠性。

表 5.4 稳健性检验

变量名	替换被解释变量		设置虚拟政策效应		去除直辖市	
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
	1	2	3	4	5	6
<i>DDD</i>	-0.255*** (-4.06)	-0.191* (-2.00)	-0.093 (-1.45)	-0.115 (-1.49)	-0.246*** (-4.13)	-0.279*** (-3.02)
<i>Treat*Post</i>	0.085*** (4.02)	0.078 (1.66)	0.011 (0.18)	0.113 (1.10)	0.067*** (3.07)	0.112 (1.42)
<i>Post*Industry</i>	0.098* (1.73)	0.122*** (3.22)	0.049 (0.95)	-0.013 (-0.55)	0.088 (1.70)	0.161*** (3.14)
<i>Treat*Industry</i>	-0.014 (-0.13)	-0.278** (-0.13)	-0.088 (-0.24)	-0.612*** (-3.24)	-0.092 (-0.70)	-0.356** (-2.42)
公司规模	0.072*** (3.64)	0.379*** (10.93)	0.088** (2.67)	0.262*** (5.63)	0.085*** (4.68)	0.459*** (11.62)
资产负债率	0.151* (1.92)	0.240** (2.58)	0.137 (1.54)	0.409*** (3.33)	0.049 (0.76)	0.223 (1.39)
总资产利润率	-0.187** (-2.62)	-0.546*** (-7.48)	-0.779*** (-3.21)	-0.458** (-2.21)	-0.142* (-1.90)	-0.971*** (-4.94)
总资产周转率	-0.049 (-1.20)	0.042 (0.95)	-0.019 (-0.36)	0.158** (2.06)	-0.073 (-1.61)	0.025 (0.44)
现金流比率	0.098 (1.44)	0.180** (2.76)	0.122 (1.48)	-0.062 (-0.66)	0.041 (0.46)	0.154 (1.61)
营业收入增长率	0.0001 (0.02)	-0.018*** (-6.80)	-0.002 (-0.41)	-0.015* (-1.87)	-0.002 (-0.76)	-0.024*** (-6.92)
独立董事比例	-0.095 (-0.47)	0.365** (2.30)	-0.488 (-1.35)	-0.189 (-0.64)	-0.212 (-1.02)	0.147 (0.79)
两职合一	0.0001 (0.01)	-0.030 (-1.30)	-0.015 (-0.68)	-0.011 (-0.34)	0.008 (0.45)	-0.023 (-0.84)
公司成立年限	0.064 (0.81)	0.296 (1.69)	0.232 (1.67)	1.117*** (4.54)	-0.030 (-0.31)	0.096 (0.52)
第一大股东持股比例	0.022 (0.22)	-0.299* (-1.86)	-0.009 (-0.04)	-0.516*** (-4.24)	-0.016 (-0.15)	-0.665*** (-4.86)

续表 5.4

变量名	替换被解释变量		设置虚拟政策效应		去除直辖市	
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
	1	2	3	4	5	6
是否国有企业	0.070 (1.50)	-0.028 (-0.39)	0.182** (2.31)	0.081 (0.86)	0.061 (1.14)	-0.014 (-0.25)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	16474	13026	7094	6417	13365	11584
<i>R</i> ²	0.466	0.378	0.425	0.571	0.493	0.359

注：(1)**、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误。

5.4 异质性分析

5.4.1 产权性质的异质性分析

根据绿色金融改革创新试验区政策对企业的影响以及企业在该政策作用下可能表现出的差异，本文选取企业是否为国有企业讨论绿色金融改革创新试验区政策对不同产权性质企业的影响是否存在差异。

第一，由于国有企业能够获得更多的政府支持，例如缓解信贷约束、获取政府补助等（余汉和宋增基，2022），所以在面对绿色金融改革创新试验区政策冲击时，国有高污染企业相较于非国有高污染企业在获取金融服务方面受到的限制更少，因此，国有高污染企业的技术创新水平受到的抑制作用较弱。第二，考虑到国有企业肩负着履行社会责任、支持国家政策实施等责任（林毅夫，2019），其对绿色金融改革创新试验区政策的配合水平可能更高。绿色金融改革创新试验区政策的目的是督促企业加速绿色转型，实现产业绿色转型升级（任辉，2009）。为了达成这一目标，国有高污染企业必须通过高水平的创新提高其生产过程中的能源利用、污染排放效率。根据吕晓军等（2022）的研究，创新投资具有风险大、周期长、投入大等特点，创新质量与投资水平、风险水平正相关。针对国有企业和非国有企业，寻求利润最大化是非国有企业的最主要目标，当非国有高污染企业面临绿色政策的负面冲击时，为了规避风险，这类企业会减少创新活动特别是风险水平更大的高质量的创新活动，而国有高污染企业为了提高其绿色生产效率以符合国家政策要求，反而会提高其创新质量。因此，绿色金融改革创新试验区

政策造成的金融资源重新分配在国有企业和非国有企业间存在差异,国有企业由于肩负着支持国家政策的责任其创新策略与非国有企业有所不同,这将导致绿色金融改革创新试验区政策对国有和非国有企业技术创新的影响存在显著差异。即绿色金融改革创新试验区政策对非国有高污染企业的融资约束更强,其技术创新数量和质量都会受到显著的抑制,国有高污染企业可能采取重创新质量而轻创新数量的创新模式,即国有高污染企业的创新数量受到更强的抑制作用,而创新质量受到的影响较弱。

表 5.5 结果显示,就非国有企业而言,绿色金融改革创新试验区显著抑制了非国有高污染企业的创新数量和创新质量,其系数值分别为-0.177 和-0.315,均在 1%的水平上显著。就国有企业而言,该政策显著抑制了国有高污染企业的创新数量。其系数值为-0.396,且在 1%的水平上显著。即该政策对非国有和国有高污染企业的影响存在差异,使得非国有高污染企业的技术创新数量和质量都会受到显著抑制,国有高污染企业可能采取重创新质量而轻创新数量的创新模式,其创新数量受到更强的抑制作用,而创新质量受到的影响较弱。

表 5.5 企业特征异质性分析

变量名	国有企业			
	否		是	
	1 创新数量	2 创新质量	3 创新数量	4 创新质量
<i>DDD</i>	-0.177*** (-3.69)	-0.315*** (-3.12)	-0.396*** (-3.18)	-0.106 (-0.61)
<i>Treat*Post</i>	0.071** (2.49)	0.065 (0.75)	0.220*** (3.68)	0.084 (0.75)
<i>Post*Industry</i>	0.015 (0.34)	0.160** (2.46)	0.230*** (3.23)	0.105* (1.74)
<i>Treat*Industry</i>	-0.139 (-1.10)	-0.471*** (-3.39)	0.051 (0.17)	-0.796 (-1.65)
公司规模	0.077*** (4.08)	0.494*** (13.20)	0.100** (2.14)	0.437*** (7.05)
资产负债率	0.122* (2.00)	0.267** (2.09)	0.396** (2.17)	0.150 (0.88)
总资产利润率	-0.180 (-2.07)	-0.996*** (-5.36)	-0.456* (-1.98)	-0.622* (-1.87)
总资产周转率	-0.077 (-1.52)	0.056 (0.96)	-0.068 (-1.47)	0.036 (0.51)
现金流比率	0.085 (1.20)	0.256*** (2.85)	-0.032 (-0.15)	-0.038 (-0.20)
营业收入增长率	0.00003 (0.01)	-0.028*** (-5.98)	-0.003 (-0.60)	-0.027*** (-5.22)
独立董事比例	-0.245 (-0.86)	-0.088 (-0.37)	0.241 (1.20)	0.762*** (2.84)
两职合一	-0.017 (-1.05)	-0.041 (-1.19)	0.049 (1.21)	0.010 (0.20)

续表 5.5

变量名	国有企业			
	否		是	
	1 创新数量	2 创新质量	3 创新数量	4 创新质量
公司成立年限	0.104 (1.59)	0.026 (0.12)	-0.127 (-0.44)	0.720 (1.58)
第一大股东持股比例	-0.041 (-0.28)	-0.352 (-1.64)	-0.076 (-0.38)	-0.556*** (-2.84)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	11680	9861	4794	4422
R2	0.465	0.362	0.516	0.390

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误。

5.4.2 数字化转型异质性分析

近年来，随着云计算、大数据、人工智能和区块链等数字信息技术的发展与完善，数字化转型逐渐成为企业转型升级的重要手段。企业进行数字化转型能够显著降低企业内外部的信息不对称问题。第一，数字化转型能够缓解企业与外部金融机构、投资者间的信息不对称问题，使企业面临的融资约束困境得到改善（段华友等，2023；黄隽和宋文欣，2023）；第二，数字化转型提高了企业获取与处理信息的能力，提升其运作效率，实现资源的优化配置（贺正楚等，2023）；第三，创新活动具有期限长、风险大的特性，因此企业进行创新活动往往面临着更大的委托代理风险，数字化转型能够方便股东跟进关键指标及最新的财务数据，削弱管理层的自由裁量权（靳毓等，2022），缓解企业内部的委托代理风险。因此，数字化转型可能缓解绿色金融改革创新试验区政策对高污染企业的融资歧视，提升企业的资源配置效率，即该政策对数字化转型水平较低高污染企业创新活动的抑制作用更强。

本文在衡量企业数字化转型水平时采用了 CSMAR 数据库的企业数字化转型指标，该指标借鉴了吴非等（2021）的做法从企业年报中提取人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术四种底层技术应用指标以及数字技术应用这一技术实践应用指标的词频，考虑到这类数据的“右偏性”特征，本文对词频进行了对数化处理，并按照中位数区分为数字化转型高、低两组。此外，本文按照同样的处理方式对企业底层技术应用数字化转型和技术实践应用数字化转型进

行了讨论。结果见表 5.6。

就数字化转型总体指标而言，数字化转型水平较低的高污染企业的创新数量和创新质量都受到了显著的抑制作用，其系数值为-0.280 和-0.323，显著性水平分别为 1%和 10%；数字化转型水平较高的高污染企业的创新质量未受到显著影响，创新数量受到显著抑制作用，但是其系数值远小于数字化转型水平较低的高污染企业，其系数值为-0.114，在 10%的水平上显著。

底层技术应用维度指标而言，绿色金融改革创新试验区政策显著抑制了底层技术应用转型水平较低的高污染企业的创新数量和创新质量，其系数值分别为-0.317 和-0.287，在 1%的水平上显著。

技术实践应用维度指标而言，绿色金融改革创新试验区政策显著抑制了对两组企业的创新质量都未表现出显著影响，对两组企业的创新数量都表现出显著抑制作用，其系数值分别为-0.294 和-0.167，在 1%的水平上显著。技术实践应用水平较低的高污染企业受到的抑制作用更强。

综上所述，绿色金融改革创新试验区政策主要抑制了数字化转型水平较低的高污染企业的技术创新。

表 5.6 数字化转型异质性

变量名	低		高	
	1 创新数量	2 创新质量	3 创新数量	4 创新质量
	数字化转型			
DDD	-0.280*** (-3.26)	-0.323* (-1.74)	-0.114* (-2.02)	-0.172 (-1.49)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	7447	6182	9027	8101
R2	0.487	0.392	0.462	0.322
	底层技术应用			
DDD	-0.317*** (-4.42)	-0.287*** (-4.92)	0.120 (0.62)	-0.199 (-0.65)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	10607	8993	5867	5290

续表 5.6

变量名	低		高	
	1 创新数量	2 创新质量	3 创新数量	4 创新质量
R2	0.468	0.375	0.496	0.344
技术实践应用				
DDD	-0.294*** (-4.14)	-0.235 (-1.33)	-0.167*** (-2.83)	-0.144 (-1.48)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	9455	7672	7019	6611
R2	0.504	0.329	0.466	0.488

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误。(4)为节约篇幅，该表未汇报控制变量和双重差分项。

5.4.3 地区异质性分析

从政府支持而言，东部地区上市公司数量远远超过中西部地区上市公司数量。中西部地区单独一家上市公司能够创造的就业、产值在当地都能占据一定份额，因此中西部地区上市公司可能更容易获取地方政府支持；从产业迁移而言，环境规制政策的实施可能会促使高污染产业由东部向中西部地区转移（汤维祺等，2016），中西部地区在高污染产业集聚的情况下，对于污染产业可能会存在一定的地方保护（田光辉等，2018）。因此，绿色金融改革创新试验区政策的实施效果可能会呈现东强西弱的格局^①。

表 5.7 结果为地区异质性分析的结果：绿色金融改革创新试验区政策显著抑制了东部地区高污染企业的创新数量和创新质量，其系数分别为-0.228 和-0.274，且在 1%的水平上显著。对中西部地区高污染企业则主要抑制其创新数量，其系数为-0.203，在 10%的水平上显著。

^① 东中西部地区划分依据参考沈小波等（2021）研究。

表 5.7 地区异质性

变量名	东部		中西部	
	1 创新数量	2 创新质量	3 创新数量	4 创新质量
<i>DDD</i>	-0.228*** (-3.50)	-0.274*** (-3.46)	-0.203* (-2.04)	0.058 (0.28)
<i>Treat*Post</i>	0.082*** (3.54)	0.107 (1.13)	0.179* (1.76)	-0.144 (-1.29)
<i>Post*Industry</i>	0.050 (0.72)	0.139** (2.36)	0.202*** (3.35)	0.128* (1.95)
<i>Treat*Industry</i>	-0.069 (-0.59)	-0.280 (-1.79)	-0.446 (-1.58)	-1.068 (-1.73)
公司规模	0.073*** (3.72)	0.499*** (13.32)	0.100*** (3.04)	0.462*** (5.75)
资产负债率	0.162 (1.61)	0.348** (2.26)	0.189 (1.58)	0.087 (0.45)
总资产利润率	-0.199** (-2.86)	-1.041*** (-4.63)	-0.076 (-0.50)	-0.826*** (-3.84)
总资产周转率	-0.052 (-1.18)	0.027 (0.84)	-0.150* (-1.90)	0.034 (0.22)
现金流比率	0.072 (0.83)	0.082 (1.31)	-0.014 (-0.07)	0.272 (1.11)
营业收入增长率	-0.003 (-1.17)	-0.026*** (-4.36)	-0.002 (-0.32)	-0.028*** (-5.68)
独立董事比例	-0.111 (-0.42)	0.195 (1.12)	0.008 (0.04)	0.300 (0.86)
两职合一	-0.009 (-0.36)	-0.021 (-0.76)	0.005 (0.16)	-0.060 (-0.86)
公司成立年限	0.153 (1.68)	0.362 (1.28)	-0.579*** (-2.89)	0.134 (0.28)
第一大股东持股比例	0.040 (0.37)	-0.632*** (-3.73)	0.145 (0.65)	-0.432* (-1.84)
是否国有企业	0.070 (1.15)	-0.049 (-0.74)	0.104 (1.52)	0.057 (0.55)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	12057	10404	4417	3879
<i>R</i> ²	0.470	0.359	0.522	0.360

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误。

5.5 中介机制分析

就债务融资规模的中介效应而言，绿色金融改革创新试验区政策改变了现有的金融资产配置结构。即在该政策导向下，银行等正规金融机构倾向于将信贷资源优先供给低污染企业，减少对高污染企业的信贷服务或提升高污染企业的融资成本，由于技术创新往往具有研发周期长、投资金额大、不确定性高的特点，当企业融资约束水平较高时，其技术创新投入将受阻，创新水平因此下降。本文推

测该政策将通过抑制企业的债务融资规模进而抑制其技术创新。

就风险规避的中介效应而言。绿色金融改革创新试验区会增加高污染企业的经营风险。根据信贷市场的逆向选择理论（Stiglitz and Weiss, 1981），高污染企业可以选择技术创新以获取正规金融部门的信任从而缓解融资困境，但是在银企双方信息不对称情况下，高污染企业能否通过信号发送减少银行等正规金融部门的疑虑尚不明确，正规融资部门可能采取一刀切的做法以缓解由信息不对称带来的风险。此外，该政策实施之后，还会向外部投资者传递信号，投资者对高污染企业的信心下降（李俊成和王文蔚，2022）。以上两点原因共同造成了高污染企业面临的风险剧增，其为了规避风险冲击可能会增加现金资产持有水平以规避风险，这也意味着企业用于生产、创新活动的资源将减少。

根据以上分析，本文采用“取得借款收到的现金/总资产”衡量企业的债务融资规模（ Dfs ），该值越大代表债务融资规模越大（章刚勇等，2022）；采用“现金资产比率”（ Car ）衡量企业的风险规避程度，该值越大表明企业风险规避程度越高（白旻等，2018）。为验证绿色金融改革创新试验区是否通过抑制债务融资规模、现金资产比率产生影响进而抑制高污染企业技术创新，本文构建如下中介效应模型进行回归分析：

5.5.1 债务融资规模

结果见表 5.8 中 1、2、3 列。就债务融资规模的中介效应而言，第 1 列结果显示，绿色金融改革创新试验区政策对高污染企业的债务融资规模有显著抑制作用，其系数值为-0.021，且在 5%的水平上显著。第 2 列和第 3 列去除控制变量资产负债率。结果显示，债务融资规模对创新数量和创新质量存在显著的部分中介效应，其系数值分别为 0.114 和 0.168，分别在 10%和 5%的水平上显著。这里剔除资产负债率的原因是叶康涛等（2010）发现债务融资规模与资产负债率呈正相关关系。本文考虑了债务融资规模与资产负债率等控制变量的多重共线性问题，检验了债务融资规模和控制变量的相关性，发现债务融资规模与资产负债率确实存在很强的多重共线性问题^①。

^① 在附录中，本文报告了债务融资规模和控制变量的相关性检验结果，见表 A.4。此外，考虑到企业规模和资产负债率之间也存在较强的多重共线性问题，本文还报告了不剔除控制变量的回归结果和同时剔除企业规模和资产负债率的回归结果，分别见表 A.5 的 1、2 列和 3、4 列。结果显示，剔除这两个控制变量后

5.5.2 现金资产持有

结果见表 5.8 中 4、5、6 列。就现金资产比率的中介效应而言，第 4 列显示，绿色金融改革创新试验区政策对高污染企业的现金资产比率有明显的促进作用，其系数值为 0.010，在 10%的水平上显著。第 5 列和第 6 列显示，现金资产比率对创新数量和创新质量存在显著的部分中介效应，其系数值分别为-0.236 和-0.828，且在 1%的水平上显著。

综上所述，绿色金融改革创新试验区政策抑制了高污染企业的债务融资规模、提高了现金资产比率，并通过这两种方式抑制了高污染企业的多维度创新，H2 和 H3 得证。

表 5.8 机制分析

变量名	债务融资规模			风险规避		
	1 <i>Dfs</i>	2 创新数量	3 创新质量	4 <i>Car</i>	5 创新数量	6 创新质量
<i>DDD</i>	-0.021** (-2.30)	-0.262*** (-4.72)	-0.257*** (-2.85)	0.010* (1.72)	-0.247*** (-4.28)	-0.243*** (-2.89)
<i>Dfs</i>		0.114* (2.03)	0.168** (2.76)			
<i>Car</i>					-0.236*** (-3.30)	-0.828*** (-10.09)
<i>Treat*Post</i>	0.013** (2.38)	0.100*** (4.69)	0.087 (1.09)	0.005 (0.76)	0.102*** (4.45)	0.091 (1.21)
<i>Post*Industry</i>	-0.017** (-2.20)	0.107** (2.07)	0.152*** (3.27)	0.022*** (5.75)	0.112** (2.14)	0.163*** (3.73)
<i>Treat*Industry</i>	0.007 (0.27)	-0.075 (-0.70)	-0.322** (-2.28)	-0.002 (-0.16)	-0.069 (-0.70)	-0.345** (-2.67)
公司规模	-0.006 (-1.13)	0.079*** (3.57)	0.494*** (12.66)	0.009* (1.91)	0.078*** (3.63)	0.490*** (13.18)
资产负债率	0.479*** (28.08)			-0.220*** (-10.47)	0.124 (1.46)	0.081 (0.72)
总资产利润率	-0.078 (-1.37)	-0.286** (-2.66)	-1.141*** (-8.46)	0.032** (2.14)	-0.189* (-1.88)	-0.970*** (-5.86)
总资产周转率	0.025* (1.87)	-0.076* (-1.92)	0.056 (1.05)	-0.025*** (-5.67)	-0.114*** (-2.92)	0.010 (0.21)
现金流比率	-0.147*** (-4.59)	0.062 (0.89)	0.197** (2.47)	0.232*** (13.36)	0.102 (1.08)	0.319*** (4.27)
营业收入增长率	-0.002** (-2.31)	-0.001 (-0.31)	-0.026*** (-7.06)	0.001** (2.28)	-0.0001 (-0.06)	-0.027*** (-6.93)
独立董事比例	-0.009 (-0.29)	-0.124 (-0.56)	0.362** (2.22)	-0.015 (-0.66)	-0.056 (-0.24)	0.234 (1.50)
两职合一	0.003 (1.08)	0.001 (0.03)	-0.030 (-1.00)	-0.002 (-1.11)	0.001 (0.08)	-0.031 (-1.08)
公司成立年限	0.012 (0.68)	0.020 (0.21)	0.375 (1.54)	-0.064*** (-3.71)	-0.015 (-0.17)	0.294 (1.27)
第一大股东持股比例	0.012 (0.46)	-0.020 (-0.19)	-0.664*** (-4.60)	0.040* (1.81)	0.012 (0.12)	-0.564*** (-4.25)
是否国有企业	-0.012 (-1.23)	0.062 (1.10)	0.012 (0.23)	-0.013 (-1.66)	0.065 (1.42)	-0.016 (-0.28)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

结果变得更加显著。

续表 5.8

变量名	债务融资规模			风险规避		
	1 <i>Dfs</i>	2 创新数量	3 创新质量	4 <i>Car</i>	5 创新数量	6 创新质量
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	14886	14886	13042	14281	14281	14281
R2	0.218	0.476	0.374	0.199	0.487	0.359

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误。

5.6 附录

表 A.1

	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>Ato</i>	<i>Cashflow</i>	<i>Growth</i>	<i>Indep</i>	<i>Dual</i>	<i>Firmage</i>	<i>Top1</i>	<i>Soe</i>
VIF	2.04	2.00	1.56	1.44	1.33	1.02	1.06	1.15	1.38	1.21	1.56

表 A.2

变量名	去除企业规模		去除资产负债率	
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
	1	2	3	4
<i>DDD</i>	-0.262*** (-4.57)	-0.244** (-2.36)	-0.259*** (-4.63)	-0.246*** (-2.95)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	16474	14283	16474	14283
R ²	0.473	0.312	0.474	0.352

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误；(4)限于篇幅，没有报告控制变量和双重差分项。

表 A.3

变量名		创新数量			创新质量		
		处理组	控制组	P 值	处理组	控制组	P 值
公司规模	匹配前	22.203	22.192	0.793	22.287	22.256	0.461
	匹配后	22.203	22.176	0.558	22.287	22.222	0.194
资产负债率	匹配前	0.399	0.393	0.348	0.402	0.398	0.493
	匹配后	0.399	0.392	0.345	0.402	0.395	0.336
总资产利润率	匹配前	0.050	0.051	0.596	0.051	0.052	0.571
	匹配后	0.050	0.052	0.484	0.051	0.054	0.278
总资产周转率	匹配前	0.781	0.744	0.017	0.788	0.750	0.015
	匹配后	0.781	0.759	0.263	0.788	0.768	0.298

续表 A.3

变量名		创新数量			创新质量		
		处理组	控制组	P 值	处理组	控制组	P 值
现金流比率	匹配前	0.060	0.059	0.626	0.062	0.061	0.599
	匹配后	0.060	0.061	0.664	0.062	0.064	0.448
营业收入增长率	匹配前	0.166	0.199	0.403	0.166	0.186	0.568
	匹配后	0.166	0.200	0.469	0.166	0.188	0.641
独立董事比例	匹配前	0.374	0.375	0.881	0.373	0.373	0.871
	匹配后	0.374	0.374	0.935	0.373	0.373	0.825
两职合一	匹配前	0.317	0.314	0.801	0.302	0.296	0.687
	匹配后	0.317	0.316	0.932	0.302	0.297	0.788
第一大股东持股比例	匹配前	0.341	0.341	0.858	0.342	0.340	0.650
	匹配后	0.341	0.339	0.728	0.342	0.339	0.628

表 A.4

	<i>Dfs</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>Ato</i>	<i>Cashflow</i>	<i>Growth</i>	<i>Indep</i>	<i>Dual</i>	<i>Firmage</i>	<i>Top1</i>	<i>Soe</i>
<i>Dfs</i>	1***	0.182***	0.511***	-0.250***	0.209**	-0.132***	-0.012	0.004	-0.035***	0.059***	0.012	0.089***

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

表 A.5

变量名	不去除控制变量		去除企业规模和资产负债率	
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
	1	2	3	4
<i>DDD</i>	-0.264*** (-4.67)	-0.263*** (-2.88)	-0.261*** (-4.74)	-0.240** (-2.13)
债务融资规模	0.079* (1.72)	0.094 (1.47)	0.137** (2.50)	0.301*** (4.09)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	14886	13042	14886	13042
R ²	0.476	0.375	0.474	0.328

注：(1)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；(2)小括号内为 t 值；(3)使用了省级层面的 cluster 标准误；(4)限于篇幅，没有报告控制变量和双重差分项。

5.7 本章小结

在上一章节模型构建和变量设定的基础上，本章针对研究假设展开实证分析。第一，验证了绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的影响，发现该政策

会显著抑制试验区高污染企业的创新数量和创新质量,针对这一结论开展了一系列稳健性检验,确保了研究结论的可靠性。第二,从企业产权性质、数字化转型以及地区差异的角度展开异质性分析,研究了这一影响在不同群体企业间的差异。第三,探究了该影响背后的中介机制。本章节研究发现为下文进行总结,并提出针对性的政策建议奠定了基础。

6 研究结论与政策建议

6.1 研究结论

本文从技术创新（创新数量、创新质量）视角出发，以 2017 年国务院颁布的绿色金融改革创新试验区政策作为准自然实验，采用 2012-2021 年中国沪深两市 A 股上市公司数据，运用三重差分模型探究了该政策对试验区高污染企业与试验区低污染企业及非试验区企业在创新数量和创新质量影响方面的差异。研究结论如下：

第一，相较于非试验区企业和试验区低污染企业，绿色金融改革创新试验区政策显著抑制了试验区高污染企业的创新数量和创新质量，即该政策没有起到倒逼高污染企业提高技术创新水平的作用。

第二，该政策对不同类型企业创新数量和创新质量的影响存在差异。就产权性质而言，国有企业由于在资源获取上占据优势以及其肩负履行政府政策的职能，因此该政策显著抑制了国有高污染企业的创新数量而对其创新质量的影响不显著，对非国有高污染企业的创新数量和创新质量都表现出显著的抑制作用。就数字化转型水平而言，数字化转型有利于缓解外部与企业的信息不对称问题，缓解其融资约束；促进企业的资源利用效率；提升企业的内部控制水平。因此，该政策主要抑制了数字化转型水平较低高污染企业的创新数量和创新质量，对数字化转型水平较高高污染企业技术创新的抑制作用仅仅表现在创新数量方面。就地区异质性而言，中西部地区由于经济发展尚处于较低水平对高污染企业的限制力度不够以及存在较大的污染企业转入风险，因此该政策仅仅抑制了中西部地区高污染企业的创新数量，对东部地区高污染企业的抑制作用则表现在创新数量和创新质量两方面。

第三，该政策促进了信贷资源由污染型部门向清洁型部门转移，因此增大了高污染企业的融资约束、提高了其面临的风险水平。即通过抑制高污染企业的债务融资规模和提高其风险规避水平进而抑制技术创新水平是该政策发挥作用的两条重要机制。

6.2 政策建议

根据以上结论，本文提出以下几点建议：

第一，完善绿色金融改革创新试验区政策。一方面，绿色金融改革创新试验区政策抑制了高污染企业的技术创新，其原因在于该政策促进了信贷等资源由污染型部门流向清洁型部门，有利于推进建设环境友好型社会，因此应该继续推进建设绿色金融改革创新试验区。另一方面，该政策的目的在于为绿色活动提供融资服务，而非简单地增加对高污染企业的信贷限制。因此，要加强金融部门对贷款主体的监督能力，避免一刀切的政策履行方式，筛选有意向开展绿色转型、技术创新的高污染企业，为其绿色转型提供信贷支持，使绿色金融改革创新试验区的政策效力最大化。

第二，因地制宜制定绿色金融改革创新试验区政策并做好试验区和非试验区的协同配合。绿色金融改革创新试验区在我国东、中、西部地区均有设立，而地区异质性分析结果表明该政策对高污染企业技术创新的抑制作用在东部地区更强。因此，政府应当考察该政策在不同地区实施条件的差异，设置有针对性的绿色金融改革创新试验区。其次，要谨防中西部经济欠发达省份成为高污染企业的污染避难所，如设置对试验区高污染企业策略性迁移行为的监督与惩罚机制，非试验区特别是欠发达地区需要将环境因素纳入政府考核评价体系，避免其为了追求经济发展而过分牺牲环境质量，使高污染企业在进行易地搬迁时需要仔细考虑迁移成本。

第三，鼓励企业进行数字化转型和创新合作以缓解风险。数字化转型程度较低高污染企业是该政策的主要作用目标。企业进行数字化转型则能够有效缓解信息不对称问题和加强其内部管理水平，因此能够在一定程度上缓解其面临的融资约束问题、提高资源配置效率和降低委托代理风险。因此，要鼓励企业进行数字化转型。如政府应加快“新基建”的建设步伐以完善数字基础设施体系，加大对5G、工业互联网、大数据等数字产业的投资力度，促进数字经济向传统产业渗透，营造有利于企业进行数字化转型的市场环境。此外，该政策的实施在短期中对高污染企业而言无异于一场“寒冬”，企业为应对经营风险会提高其现金资产持有，导致绿色转型、技术创新等业务投入的减少。因此，要鼓励企业与企业、企业与高校等研发机构间开展创新合作，以缓解创新风险并尽快实现企业的绿色转型，

降低企业面临风险—收拢资金—风险加剧的恶性循环。政府应继续完善产权分配与保护制度，明晰在创新合作过程中各方的产权归属问题，提高创新主体的合作意愿。

7 研究不足与展望

在研究绿色金融改革创新政策对企业技术创新影响的过程中，从文献整理、理论分析、数据收集与整理、模型构建、实证分析与提出政策建议，我深感学术研究的艰辛和个人能力的不足。

7.1 研究不足

虽然本文通过设置三重差分模型研究了绿色金融改革创新试验区政策对企业技术创新的影响，但是仍然存在以下不足：

第一，由于获取数据时间范围受限，本文仅选取 2012—2021 年中国上市公司样本作为研究对象，然而我国企业大多为小微企业，本文的研究视角遗漏了我国最广大的小微企业群体。

第二，本文选取样本时间范围为 2012—2021 年，绿色金融改革创新试验区政策的颁布时间为 2017 年 6 月，政策实施时间还较短，研究结论可能对该政策的评价有失偏颇。其次，一项专利在之后的多年都可能被大量引用，最好的做法是以专利获取之后未来三年甚至是六年的总被引次数作为企业当年专利质量的代理变量，然而由于政策实施时间与数据可获得性的限制，本文只能采用企业当年专利总被引次数作为创新质量的代理变量。

第三，绿色金融改革创新试验区政策在地区、行业、企业层面均可能存在影响，本文研究视角以企业层面作为展开，缺乏对宏观影响的进一步分析。

7.2 研究展望

根据上述本文研究不足之处，未来的研究可从以下三个方面进行补充，加深对该政策效应的理解：

第一，选取中小微企业作为主要研究对象，探究绿色金融改革创新实验区政策对这些企业的影响与上市企业是否存在差异，有利于更好指导中国各类企业开展技术创新活动。

第二，当该政策经过试验在全国范围内进行推广时，重新对该政策的效果进行分析以做出更准确的评价，此外届时也可设计更为准确的衡量企业技术创新质

量的指标验证本文所得结果的准确性。

第三，从行业、地区层面分析该政策对产业绿色转型、地区绿色发展等方面的影响，从更为宏观的视角分析该政策的总体效应，宏微观研究视角相互补充，有利于更加深入地了解该政策的政策效力。

参考文献

- [1] Aghion P, Akcigit U, Bergeaud A, et al. Innovation and top income inequality[J]. NBER, 2015: 21247.
- [2] Aghion P, Askenazy P, Berman N, Cetto G, Eymard L. Credit constraints and the cyclical nature of R&D investment: Evidence from France[J]. Journal of the European Economic Association, 2012, (10): 1001-1024.
- [3] Austin D H. An event-study approach to measuring innovative output: The case of biotechnology[J]. The American Economic Review, 1993, 83(2): 253-258.
- [4] Ayyagari M, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V J, Analysis Q. Firm innovation in emerging markets: The role of finance, governance, and competition[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46(6): 1545-1580.
- [5] Besen S M, Raskind L. An introduction to the law and economics of intellectual property[J]. Journal of Economic Perspectives, 1991, 5(1): 3-27.
- [6] Brown J R, Fazzari S M, Petersen B C. Financing innovation and growth: Cash flow, external equity and the 1990s R&D boom[J]. Journal of Finance, 2009, 64(1): 151-185.
- [7] Chami R, Cosimano T F, Fullenkamp C. Managing ethical risk: How investing in ethics adds value[J]. Journal of Banking and Finance, 2002(26): 1697-1781.
- [8] Chintrakam P. Environmental regulation and U.S. states' technical inefficiency[J]. Economics Letters, 2008, 100(3): 363-365.
- [9] Copeland B R, Taylor M S. North-south trade and the environment [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3): 755-787.
- [10] Flammer C. Green bonds: Effectiveness and implications for public policy[J]. Environmental and Energy Policy and the Economy, 2020.
- [11] Galasso A, Simcoe T S. CEO overconfidence and innovation[J]. Management Science, 2011, 57(8): 1469-1484.
- [12] Griffithjones S, José A O. Mobilizing investment for inclusive green growth in low-income countries[J]. 2013.
- [13] Grossman G M, Krueger A B. Environment impacts of a north American free trade agreement. In: Garber, P.M. Ed., The Mexican-US Free Trade Agreement, MIT Press, Cambridge, 1993, 1-10.
- [14] Haeussler C, Harhoff D, Müller E. How Patenting Informs VC Investors: The Case of Biotechnology[J]. Research Policy, 2014, 43(8):1286-1298.
- [15] Hall B H, Harhoff, D. Recent research on the economics of patents[J]. Annual Review of Economics, 2012, 4(1): 541-565.
- [16] Haner U E. Innovation quality a conceptual framework[J]. International Journal of Production Economics, 2002, 80(1): 31-37.
- [17] Höhne/ Khosla/ Fekete/ Gilbert (2012): Mapping of green finance delivered by IDFC members in 2011, Ecofys.
- [18] Hsu P H, Tian X, Xu Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [19] Hu G Q, Wang X Q, Wang Y. Can the green credit policy stimulate green innovation in heavily polluting enterprises? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Energy Economic, 2021, 98, 105134.

- [20] Huffman R C, Hegarty W H. Top management influence on innovations: Effects of executive characteristics and social culture[J]. *Journal of Management*, 1993, 19(3): 549-574.
- [21] IFC Climate Business Department. Mobilizing public and private funds for inclusive green growth investment in developing countries——An expanded stocktaking report prepared for the G20 development working group, 2013
- [22] Jaffe A B, Peterson S R, Portne P R, et al. Environmental regulation and the competitiveness of U.S. manufacturing: What does the evidence tell us? [J]. *Journal of Economic Literature*, 1995, 33(1): 132-163.
- [23] Jeucken M. Sustainable finance and banking: The financial sector and the future of the planet[M]. London: Earths Can Publications Ltd, 2001.
- [24] Lanjouw J O, Schankerman M. Patent quality and research productivity: Measuring innovation with multiple indicators[J]. *Economic Journal*, 2004, 114(10): 441-465.
- [25] Lerner J. The importance of patent scope: An empirical analysis[J]. *Rand Journal of Economics*, 1994, 25(2): 319-332.
- [26] Lin B Q, Pan T. Financing decision of heavy pollution enterprises under green credit policy: Based on the perspective of signal transmission and supply chain transmission[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 412, 137454.
- [27] Liu C, Xiong M X. Green finance reform and corporate innovation: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 2022, 48: 102993.
- [28] Liu S, Wang Y K. Green innovation effect of pilot zones for green finance reform: Evidence of quasi natural experiment[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023, 186(A): 122079.
- [29] Liu S, Wang Y K. Green innovation effect of pilot zones for green finance reform: Evidence of quasi natural experiment[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023, 186, 122079.
- [30] Lucas R E J. On the Mechanics of Economic Development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22: 3-42.
- [31] Luo S M, Yu S H, Zhou G Y. Does green credit improve the core competence of commercial banks? Based on quasi-natural experiments in China[J]. *Energy Economics*, 2021, 100: 105335.
- [32] Mear F, Werner R A. Subsidiarity as secret of success: “Hidden Champion” SMEs and subsidiarity as winning HRM configuration in interdisciplinary case studies. *Employee Relations: The International Journal*, 2020, 43(2), 524-554.
- [33] Morris J R. On corporate debt maturity strategies[J]. *Journal of Finance*, 1976, 31(1): 29-37.
- [34] Oliver S, Arthur Braunschweig E2 Management Consulting AG. Switzerland environmental performance indicators for the financial[Z]. 2000.
- [35] Paligorova T. Corporate risk taking and ownership structure[R]. Bank of Canada Working Paper, 2010: 299-332.
- [36] Porter M E. America's green strategy [J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 193-246.
- [37] PWC. Exploring green finance incentives in China, 2013.
- [38] Qi S Z, Zhou C B, Li K, Tang S Y. The impact of a carbon trading pilot policy on the low-carbon international competitiveness of industry in China: An empirical analysis based on a DDD model[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 281, 125361.
- [39] Rammer C, Spielkamp, A. Hidden champions—driven by innovation: Empirische befunde auf

- Basis des mannheimer innovationspanels. ZEW-Dokumentation, 2015, 15.
- [40] Ran C, Zhang Y. Does green finance stimulate green innovation of heavy-polluting enterprises? Evidence from green finance pilot zones in China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30, 60678–60693.
- [41] Romer P M. Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization[J]. *The American Economic Review*, 1987, 77(2): 56-62.
- [42] Roslen S N M, Yee L S, Ibrahim S A B. Green bond and shareholders' wealth: A multi-country event study[J]. *International Journal of Globalisation & Small Business*, 2017, 9(1): 61-69.
- [43] Scholtens B. Finance as driver of corporate social responsibility[J]. *Journal of Business Ethics*, 2006, 68(1): 19-33.
- [44] Schumpeter J A. *The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle*[M]. Oxford: Oxford university press, 1969.
- [45] Schumpeter J A. *The Theory of Economic Development*[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1912.
- [46] Shefer D, Frenkel A. R&D, firm size and innovation: An empirical analysis[J]. *Technovation*, 2005, 25(1): 25-32.
- [47] Shi J Y, Yu C H, Li Y X. Does green financial policy affect debt-financing cost of heavy-polluting enterprises? An empirical evidence based on Chinese pilot zones for green finance reform and innovations[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 179: 121678.
- [48] Sinn H W. Public policies against global warming[J]. *International Tax and Public Finance*, 2008, 15(4): 360-394.
- [49] Solow R M. Technical change and the aggregate production function[J]. *The review of Economics and Statistics*, 1957: 312-320.
- [50] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *American Economic Review*, 1981, 71(3): 393-410.
- [51] Street P, Monaghan P E. Assessing the sustainability of bank service channels: The case of the cooperative bank[J]. *Sustainable Banking the Greening of Finance*, 2001(16):72-87.
- [52] Sun J, Wang F, Yin H, Zhang B. Money talks: The environmental impact of China's green credit policy. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2019, 3, 653–680.
- [53] Testa F, Iraldo F, Frey M. The effect of environmental regulation on firms' competitive performance: The case of the building & construction sector in some EU regions[J]. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(9): 2136-2144.
- [54] Wang H T, Qi S Z, Zhou C B, Zhou J J, Huang X Y. Green credit policy, government behavior and green innovation quality of enterprises[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 331, 129834.
- [55] Weber, O. 2012. Sustainability benchmarking of European banks and financial service organizations[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 12(2): 73–87.
- [56] Xu X, Li J. Asymmetric impacts of the policy and development of green credit on the debt financing cost and maturity of different types of enterprises in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 264, 121574.
- [57] Yao S Y, Pan Y Y, Sensoy A, Uddin G S, Cheng F Y. Green credit policy and firm performance: What we learn from China[J]. *Energy. Economic*, 2021, 101, 105415.
- [58] Yin W, Zhu Z Y, Berna K U, Zhu Y P. The determinants of green credit and its impact on the performance of Chinese banks[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 286, 124991.

- [59] Yoon, B. How do hidden champions differ from normal small and medium enterprises (SMEs) in innovation activities[J]. *Journal of Applied Sciences Research*, 2013, 9, 6257-6263.
- [60] Zadek S, Flynn C. South-originating green finance: exploring the potential[J]. *Anglais*, 2013.
- [61] Zhang D Y. Green credit regulation, induced R&D and green productivity: Revisiting the Porter Hypothesis[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2021, 75, 101723.
- [62] Zhang Z F, Duan H Y, Shan S S, Liu Q Z, Geng W H. The impact of green credit on the green innovation level of heavy-polluting enterprises—Evidence from China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, 19 (2), 650.
- [63] Zhou X Y, Caldecott B, Hoepner A G F, Wang Y. Bank green lending and credit risk: an empirical analysis of China's green credit policy[J]. *Business Strategy Environment*, 2022, 4, 1623–1640.
- [64] 白旻, 王仁祥, 李雯婧. 异质性风险与企业现金持有——基于股价崩盘风险视角的检验[J]. *金融论坛*, 2018, 23(7): 64-80.
- [65] 曹希广, 邓敏, 刘乃全. 通往创新之路:国家创新型城市建设能否促进中国企业创新[J]. *世界经济*, 2022, 45(6): 159-184.
- [66] 曾学文, 刘永强, 满明俊, 沈启浪. 中国绿色金融发展程度的测度分析[J]. *中国延安干部学院学报*, 2014(11): 112-121.
- [67] 陈琪. 中国绿色信贷政策落实了吗——基于“两高一剩”企业贷款规模和成本的分析[J]. *当代财经*, 2019(3): 118-129.
- [68] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. *中国工业经济*, 2020(4): 79-96.
- [69] 陈志远, 郭凯, 闫实. 我国绿色债券发行利差及影响因素的实证研究[J]. *地方财政研究*, 2022(4): 92-104.
- [70] 邓向荣, 冯学良, 李仲武. 网络关注度对企业创新激励效应的影响机制研究——基于中国 A 股上市公司数据的实证分析[J]. *中央财经大学学报*, 2020(9): 93-106.
- [71] 董晓庆, 赵坚, 袁朋伟. 国有企业创新效率损失研究[J]. *中国工业经济*, 2014, (2): 97-108.
- [72] 段华友, 杨兴柳, 董峰. 数字化转型、融资约束与企业创新[J]. *统计与决策*, 2023, 39(5): 164-168.
- [73] 方慧, 霍启欣. 数字服务贸易开放与企业创新质量的“倒 U 型”关系: 兼议技术吸收能力和知识产权保护的调节作用[J]. *世界经济研究*, 2023(2): 3-18+134.
- [74] 顾海峰, 卞雨晨. 内部控制、董事联结与企业创新——基于中国创业板上市公司的证据[J]. *管理科学*, 2020, 33(6):48-60.
- [75] 何菊莲, 刘聪, 陈郡. 企业人力资本科技水平与自主创新成果的耦合效应研究[J]. *财经理论与实践*, 2021, 42(5): 132-138.
- [76] 贺正楚, 潘为华, 潘红玉, 吴艳. 制造企业数字化转型与创新效率: 制造过程与商业模式的异质性分析[J]. *中国软科学*, 2023(3): 162-177.
- [77] 黄隽, 宋文欣. 数字化转型、企业生命周期与突破性创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. *上海经济研究*, 2023(1): 48-69.
- [78] 黄茂兴, 叶琪. 马克思主义绿色发展观与当代中国的绿色发展——兼评环境与发展不相容论[J]. *经济研究*, 2017, 52(6): 17-30.
- [79] 金环, 于立宏, 徐远彬. 绿色产业政策与制造业绿色技术创新[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022(6): 136-146.
- [80] 靳毓, 文雯, 何茵. 数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司

- 的经验证据[J]. 财贸研究, 2022, 33(7): 69-83.
- [81] 寇宗来, 刘学悦. 中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究, 2020, 55(3): 83-99.
- [82] 李俊成, 王文蔚. 谁驱动了环境规制下的企业风险承担:“转型动力”还是“生存压力”? [J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(8): 40-49.
- [83] 李善民. 供需视角下推动绿色金融持续发展微观机制研究[J]. 当代经济管理, 2021, 43(12): 76-84.
- [84] 李香花, 刘振宇, 王敏. 影子银行、投融资期限错配与企业财务风险[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2021, 41(5): 33-46.
- [85] 林毅夫. 新结构经济学视角下的国有企业改革[J]. 社会科学战线, 2019(1): 41-48+2.
- [86] 吕晓军, 胡华夏, 王红建. 资本市场开放与企业创新质量——基于中国企业重数量轻质量的“创新陷阱”视角[J]. 系统管理学报, 2022, 31(5): 1018-1027.
- [87] 马骏, 程琳, 邵欢. G20 公报中的绿色金融倡议(上)[J]. 中国金融, 2016(17):52-54.
- [88] 马勇, 尹李峰, 吕琳. 货币政策、财政补贴与企业创新[J]. 会计研究, 2022(2): 56-69.
- [89] 彭俞超, 黄志刚. 经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革. 世界经济, 2018(9): 3-25.
- [90] 齐兰, 王业斌. 国有银行垄断的影响效应分析——基于工业技术创新视角[J]. 中国工业经济, 2013(7): 69-80.
- [91] 祁怀锦, 刘斯琴. 绿色金融政策促进企业绿色创新吗——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 当代财经, 2023(3): 94-105.
- [92] 乔琴, 樊杰, 孙勇, 等. “一带一路”沿线省域绿色金融测度及影响因素研究[J]. 工业技术经济, 2021, 40(7): 120-126.
- [93] 任辉. 环境保护、可持续发展与绿色金融体系构建[J]. 现代经济探讨, 2009(10): 85-88.
- [94] 邵传林, 闫永生. 绿色金融之于商业银行风险承担是“双刃剑”吗——基于中国银行业的准自然实验研究[J]. 贵州财经大学学报, 2020(1): 68-77.
- [95] 沈璐, 廖显春. 绿色金融改革创新与企业履行社会责任——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 金融论坛, 2020, 25(10): 69-80.
- [96] 沈小波, 陈语, 林伯强. 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 157-173.
- [97] 石青梅, 孙梦娜, 谢香兵. 关键审计事项披露与企业创新质量——基于信息不对称下的融资约束视角[J]. 会计与经济研究, 2022, 36(4): 19-40.
- [98] 孙莹, 孟瑶. 绿色金融政策与绿色技术创新——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(11): 126-138.
- [99] 孙早, 侯玉琳. 政府培训补贴、企业培训外部性与技术创新——基于不完全劳动力市场中人力资本投资的视角[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(4): 47-64.
- [100] 汤维祺, 吴力波, 钱浩祺. 从“污染天堂”到绿色增长——区域间高耗能产业转移的调控机制研究[J]. 经济研究, 2016, 51(6): 58-70.
- [101] 田丹, 吕文栋, 刘凯丽. 内部控制对创新风险的作用机制——基于风险缓和模型的研究[J]. 财贸经济, 2022, 43(5): 129-144.
- [102] 田光辉, 苗长虹, 胡志强, 苗健铭. 环境规制、地方保护与中国污染密集型产业布局[J]. 地理学报, 2018, 73(10): 1954-1969.
- [103] 汪合黔, 陈开洋. 创新支持政策对企业研发投入和经营绩效的影响——来自专精特新“小巨人”企业的微观证据[J]. 南方金融, 2022(11): 22-35.
- [104] 王凤荣, 王康仕. “绿色”政策与绿色金融配置效率——基于中国制造业上市公司的实证

- 研究[J]. 财经科学, 2018(5): 1-14.
- [105] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188+11.
- [106] 王重润, 郭江山, 郑晓慧. 绿色债券对银行盈利的影响及作用机制[J]. 会计与经济研究, 2023, 37(1): 117-134.
- [107] 吴超鹏, 唐药. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2016, (11): 125-139.
- [108] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144+10.
- [109] 叶康涛, 张然, 徐浩萍. 声誉、制度环境与债务融资——基于中国民营上市公司的证据[J]. 金融研究, 2010(8): 171-183.
- [110] 余大胜. 我国金融微循环扭曲对实体经济融资成本的影响[J]. 宏观经济研究, 2017(5): 29-37.
- [111] 余汉, 宋增基. 国有企业政治资本和城市行政级别与经济资源获取[J]. 财经问题研究, 2022(2): 112-121.
- [112] 约瑟夫·M·朱兰, A·布兰顿·戈弗雷著, 焦叔斌等译. 朱兰质量手册(第五版) [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [113] 张杰, 郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J]. 经济研究, 2018, 53(5): 28-41.
- [114] 张丽宏, 刘敬哲, 王浩. 绿色溢价是否存在?——来自中国绿色债券市场的证据[J]. 经济学报, 2021, 8(2): 45-72.
- [115] 张莉莉, 肖黎明, 高军峰. 中国绿色金融发展水平与效率的测度及比较——基于 1040 家公众公司的微观数据[J]. 中国科技论坛, 2018(9): 100-112+120.
- [116] 张龙鹏, 蒋为, 周立群. 行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角[J]. 中国工业经济, 2016(4): 57-74.
- [117] 张庆君, 黄玲. 绿色金融改革创新试验区设立能促进企业技术创新吗?[J]. 经济体制改革, 2023(1): 182-190.
- [118] 张文菲, 金祥义, 张诚. 跨国并购、市场化进程与企业创新——来自上市企业的经验证据[J]. 南开经济研究, 2020 (2): 203-225.
- [119] 张小筠, 刘戒骄. 新中国 70 年环境规制政策变迁与取向观察[J]. 改革, 2019(10): 16-25.
- [120] 章刚勇, 王立彦, 文芳. 集体声誉、产权性质与债务融资——基于中国高校系上市公司的准自然实验[J]. 中国软科学, 2022(4): 183-192.
- [121] 朱俊明, 王佳丽, 余中淇, 杨姝影, 文秋霞. 绿色金融政策有效性分析: 中国绿色债券发行的市场反应[J]. 公共管理评论, 2020, 2(2): 21-43.
- [122] 朱巧玲, 杞如福. 经济政策不确定性是否抑制了上市企业创新?[J]. 财经问题研究, 2022, (4): 109-120.
- [123] 朱于珂, 高红贵, 丁奇男, 胡雅楠. 地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响——基于数字经济的调节效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(5): 106-119.

后记

时光荏苒，在兰州财经大学的三年硕士研究生生涯即将到达尽头。我要感谢在这里遭遇的各种人、事，无论或好或坏的遭遇，都是构成我之为我的一段又一段重要经历。

感谢我的室友、老师、同学，你们使我这三年的求学时光变得更加充实富有意义。

感谢我的同门，你们在学习上的陪伴使我在求学路途中不再感到孤独。

感谢我的导师，是她的宽容、理解与指导使我在学术道路上能够更进一步。第一，感谢她在学术思维、写作方面给我的细心教导，相较于入学时的生涩，我感觉如今在学术写作的基本功底上有了较大进步；第二，感谢她对我任性想法的包容与支持，我能够更多地在诸如模型构建、研究方向上进行多种尝试，这有助于我积累更多的研究方法与开拓学术视野，使我能够更加饱含热情地投入到以后的学习研究生活之中。

感谢我的父母，是他们的付出与支持使我有机会在学习的道路上能够没有衣食之忧，全身心投入到学习之中。我深知当今时代，更多的学习并不一定使我能够在未来的就业之路上获得更好的汇报，这更多关乎我的兴趣，而这需要他们为我继续付出，有时想来深感惭愧。我能为他们做些什么？想来只能在学习之中更加尽心竭力，做到自己所能做到的最好，才能无愧于他们的一片苦心。