

绿色金融政策对企业创新的影响研究

刘 梦

云南财经大学金融学院, 云南 昆明

收稿日期: 2026年1月27日; 录用日期: 2026年2月26日; 发布日期: 2026年3月18日

摘 要

党的十九届四中全会肯定了新中国成立以来发展成就, 而粗放型增长引发的资源环境问题已制约可持续发展, 绿色金融成为绿色转型核心支撑。2017年起我国设立绿色金融改革创新试验区, 旨在通过先行先试驱动企业绿色技术创新, 但企业该创新面临高投入等挑战, 亟需金融与政策支持, 评估该政策影响具有重要意义。本文以2012~2023年A股上市公司为样本, 将试验区设立视为准自然实验, 采用多期双重差分等模型, 探究政策对企业绿色技术创新的影响及路径等。研究发现: 一是试验区政策对企业绿色技术创新有显著正向促进作用, 经多重稳健性检验后结论依然成立; 二是政策通过缓解融资约束、提升风险承担水平两条中介路径发挥作用, 破解绿色创新资源与心理障碍; 四是政策效果存在异质性, 对国企、东部企业影响更显著。基于结论, 本文提出建议: 深化试验区改革, 完善绿色金融服务体系; 疏通融资渠道、健全风险分担机制; 实施差异化精准政策, 优化绿色金融资源配置, 激发企业绿色创新内生动力, 支撑经济社会绿色转型。

关键词

绿色金融改革创新试验区政策, 企业绿色技术创新, 融资约束, 企业风险承担水平

Research on the Impact of Green Finance Policies on Enterprise Innovation

Meng Liu

School of Finance, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: January 27, 2026; accepted: February 26, 2026; published: March 18, 2026

Abstract

The Fourth Plenary Session of the 19th Central Committee of the Communist Party of China affirmed the development achievements since the founding of the People's Republic of China. However, the resource and environmental problems caused by extensive growth have restricted sustainable

development, and green finance has become a core support for green transformation. Since 2017, China has established green finance reform and innovation pilot zones, aiming to drive green technological innovation in enterprises through pilot projects. However, enterprises' green innovation faces challenges, such as high investment, and urgently needs financial and policy support. Therefore, it is of great significance to assess the impact of this policy. This paper takes A-share listed companies from 2012 to 2023 as samples, regards the establishment of pilot zones as a quasi-natural experiment, and uses multi-period difference-in-differences and other models to explore the impact of the policy on enterprises' green technological innovation and its paths, etc. The research finds that: First, the policy of pilot zones has a significant positive promoting effect on enterprises' green technological innovation, and the conclusion remains valid after multiple robustness tests. Second, the policy works through two mediating paths of easing financing constraints and enhancing risk-taking levels, breaking the resource and psychological barriers of green innovation. Fourth, the policy effect has heterogeneity, and it has a more significant impact on state-owned enterprises and enterprises in the eastern region. Based on the conclusions, this paper puts forward suggestions: deepen the reform of pilot zones, improve the green financial service system; smooth financing channels, and improve the risk-sharing mechanism; implement differentiated and precise policies, optimize the allocation of green financial resources, stimulate the endogenous driving force of enterprises' green innovation, and support the green transformation of the economy and society.

Keywords

Green Finance Reform and Innovation Pilot Zone Policies, Enterprise Green Technological Innovation, Financing Constraints, Enterprise Risk-Bearing Level

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

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

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



Open Access

1. 引言

改革开放以来,我国要素驱动型粗放增长虽推动经济显著提升,但资源环境问题凸显,制约可持续发展。应对全球环境危机,低碳经济已成世界经济发展主流,我国正处于转型升级关键期,亟需通过绿色技术创新优化经济结构、转变发展方式,这也与党的二十大相关部署要求高度契合。

近年来,绿色金融与绿色技术创新备受重视,我国自2016年构建绿色金融体系以来,市场规模持续扩张,2017年起先后设立多批绿色金融改革创新试验区,标志着绿色金融发展进入新阶段。

企业是绿色技术创新的核心主体,但普遍面临资金短缺、动力不足等问题。绿色金融试验区政策可引导社会资本支持绿色创新,通过双向激励倒逼企业转型。本文以试验区为例,探究绿色金融政策对企业绿色技术创新的影响,及融资约束、风险承担的中介效应,为政策优化提供参考。

2. 文献综述

现有关于绿色金融改革创新试验区政策影响企业绿色技术创新的实证研究已取得一定成果,但结论尚未统一。多数研究表明政策具有正向作用:孙莹等[1]、Liu and Wang [2]证实政策可提升企业绿色技术创新水平;李戎等[3]发现其对非重度污染企业绿色创新提振显著,对重度污染企业影响不明显;时省等[4]、诸葛瑞阳等[5]指出政策可通过缓解融资约束、扩大绿色信贷等渠道,促进企业绿色创新数量、质量及绩效提升;Xu *et al.* [6]补充其还能推动技术创新扩散、提升企业社会责任,降低单位产值碳排放强度。

另有研究得出差异化结论:王修华等[7]认为政策会提高污染企业治理成本与融资约束,挤压研发支

出并降低生产效率,却能增强绿色企业融资能力与研发积极性,推动其生产效率提升。

当前研究多聚焦试点实践成果,政策对企业绿色技术创新的影响机制与结论仍需深化,潜在有效传导机制尚未完全挖掘。基于此,本文聚焦该政策对企业绿色技术创新的影响,从融资约束、企业风险承担水平等视角探讨其作用机制,以期补充相关领域研究,助力绿色金融与绿色技术创新体系构建。

3. 研究假设

绿色金融改革创新试验区政策的实施可能会对企业的绿色技术创新质量产生很强的激励和约束效应。在波特假说的“倒闭”效应理论框架下,面临融资约束的企业唯有主动寻求提高绿色技术创新的质量以降低环境规制成本、提高可持续竞争力,才能在长期的市场竞争中生存下去。从试验区的实践经验来看,有关绿色金融的相关政策文件中已经明确指出要加强绿色金融对企业高质量绿色技术创新的偏向性支持,尤其是清洁替代能源、环境材料和循环利用方面的关键绿色技术。

由此,本文提出以下研究假设:

H1: 绿色金融改革创新试验区政策的实施对企业绿色技术创新具有正向影响。

随着绿色金融改革创新试验区政策的深入推进,地方政府得以通过设立专项资金、提供财政补贴等方式,积极推动绿色金融产品创新、支持企业上市融资、引进高端专业人才。这些举措有助于破解绿色创新项目在传统金融体系下面临的融资困境。在此背景下,企业整体债务结构得以从融资成本下降和债务期限延长两个维度实现优化:一方面融资成本降低减轻了企业财务负担;另一方面长期资金的增加提升了债务期限与企业创新投资周期的匹配度。由此,企业在资金充裕、时间窗口充分的条件下,更能持续开展创新活动,整体创新动力得到进一步激发[8]。

基于此,提出研究假设:

H2: 绿色金融改革创新试验区通过缓解融资约束对企业绿色技术创新产生正向影响。

较高的风险承担水平能为企业吸引更多的资金,从而提升企业管理层的自信心来选择风险较高的创新投资项目,而在绿色金融发展政策下,绿色信贷又为企业带来更多的借贷资金[9],进一步增加了管理层对创新项目的投资意愿,进而提升企业的创新绩效。而当企业的风险承担水平较低水平时,尽管绿色信贷能为企业提供充沛的资金,但企业管理层的投资行为具有一定的保守性,更加愿意选择市场前景较好,技术信息透明度较高,成功率较高,周期短的低风险低收益创新项目进行投资,以保障企业正常的资金链运转,不敢轻易尝试风险较高的创新项目。基于上述分析,本文提出研究假设:

H3: 绿色金融改革创新试验区通过提高企业风险承担水平对企业绿色技术创新产生正向影响。

4. 研究设计

4.1. 样本数据来源

本文选取2012~2023年中国A股的上市企业为研究样本,对样本数据进行如下处理:①剔除ST、*ST的上市公司样本。②剔除数据缺失的上市公司样本。③为了避免回归结果受异常值的影响,对所有连续变量在1%的水平上进行缩尾处理。企业绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库,其他企业层面数据来自国泰安(CSMAR)数据库和中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库。

4.2. 变量选取

本文的核心解释变量为绿色金融改革创新试验区政策变量($Treat*Post$)。 $Treat$ 为政策虚拟变量,参考杜兴强等[10]的研究以企业注册地是否位于绿色金融改革创新试验区划分实验组和控制组,若注册为试点政策实行城市则取值为1,否则取值为0; $Post$ 为政策实施时间虚拟变量,绿色金融改革创新试验区政

策实施之后的年份则取值为 1，否则取值为 0。

本文的被解释变量为企业绿色技术创新(GI)。由于专利授予需要经过申请、受理、审查等环节，存在更多的不确定性和不稳定性[11]，也易受官僚因素的影响，在绿色专利申请阶段，其技术创新很可能已经作用于企业生产经营活动[12]。因此，相对于绿色专利授权量，绿色专利申请量更具有可靠性和时效性。参考黎文婧和郑曼妮[13]的做法，采用企业年度绿色发明专利申请数量加 1 取对数衡量企业绿色创新能力。

本文的中介变量融资约束(FC)，参考谭跃和夏芳[14]、魏志华等[15]的研究，采用 KZ 指数衡量企业的融资约束程度，KZ 指数越大，意味着上市公司面临的融资约束程度越高。

本文的中介变量企业风险承担水平($RISK$)，参考余明桂[16]的研究，滚动计算 $t-1$ 至 $t+1$ 年间的经行业平均值调整后(息税折旧前利润/期末资产总额)的标准差，该标准差越大，企业风险承担水平越高。

企业绿色创新能力也与公司治理、财务状况等因素有关，为了缓解遗漏变量问题所导致的内生性干扰，提高回归估计效率，引入以下控制变量：

企业规模($SIZE$)：企业年末资产总额的自然对数[17]；企业年龄(AGE)：企业成立年限加 1 取自然对数[18]；现金流比率($CASH$)：企业当年产生的现金净流量与期末流动负债的比率[19]；资产回报率(ROA)：采用净利润与总资产的比值进行测度[20]；财务杠杆(LEV)：采用资产负债率进行测度[21]；净资产收益率(ROE)：采用净利润与净资产的比值进行测度[22]；亏损状况($LOSS$)：虚拟变量，亏损取 1，不亏损取 0 [23]。

4.3. 模型设计

基于双重差分模型，本研究构建如下计量回归模型：

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat * Post_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 表示企业； t 表示年份， $Controls_{it}$ 表示控制变量，包括财务杠杆、净资产收益率、流动比率、资产回报率、员工规模、环境监管； $Treat * Post_{it}$ 表示绿色金融改革创新试验区政策的双重差分变量；为个体固定效应， γ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为随机干扰项。若 α_1 显著为正，则说明试点政策对上市公司的绿色技术创新具有促进作用。

为验证融资约束和风险承担在绿色金融改革创新试验区政策与企业绿色技术创新的关系之间的作用，即 H2 和 H3，本研究采用江艇[24]提出的两步法构建中介分析的线性模型进行检验：

$$FC_{it} = \delta_0 + \delta_1 Treats * Post_{it} + \delta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$RISK_{it} = \eta_0 + \eta_1 Treats * Post_{it} + \eta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

第一步结合模型(1)检验绿色金融改革创新试验区政策是否能够显著提升企业绿色创新水平；第二步结合模型(4) (5)绿色金融改革创新试验区政策是否能够显著降低企业融资约束和提升企业风险承担水平；然后在第一步和第二步通过显著性检验基础上，分析绿色金融改革创新试验区政策是如何正向影响企业绿色技术创新的。

4.4. 描述性统计分析

表 1 为主要变量的描述性统计。由表可知，本次研究样本量为 38,833，样本规模较大。其中绿色技术创新(GI)的最大值为 6.896，最小值为 0，中位数为 0，均值为 0.612，标准差为 1.016，反映了样本企业绿色技术创新水平差异较大，且超过 50% 的样本企业未获得绿色发明专利，仅有少数企业实现了较高水平的绿色创新产出。

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>GI</i>	38,833	0.612	1.016	0.000	0.000	6.896
<i>size</i>	38,833	22.203	1.306	19.564	22.006	26.186
<i>age</i>	38,833	2.038	0.947	0.000	2.197	3.367
<i>cash</i>	38,833	0.048	0.069	-0.175	0.048	0.250
<i>roa</i>	38,833	0.040	0.066	-0.240	0.039	0.233
<i>lev</i>	38,833	0.411	0.206	0.051	0.400	0.955
<i>roe</i>	38,833	0.060	0.133	-0.638	0.071	0.381
<i>loss</i>	38,833	0.127	0.333	0.000	0.000	1.000

5. 实证结果分析

5.1. 平行趋势假设检验

本文借鉴张振华等[25]的做法,采用事件研究法进行平行趋势检验和动态效应分析,以政策实施前一年作为基期,通过生成年份虚拟变量与实验组虚拟变量的交互项,以检验政策冲击前后的平行趋势,平行趋势检验的结果如图所示。图 1 展示了估计系数的估计结果和 95%的置信区间。结果显示,在政策实施之前的估计系数包含了零值,表示绿色技术创新方面并无显著性差异,满足了平行趋势检验。

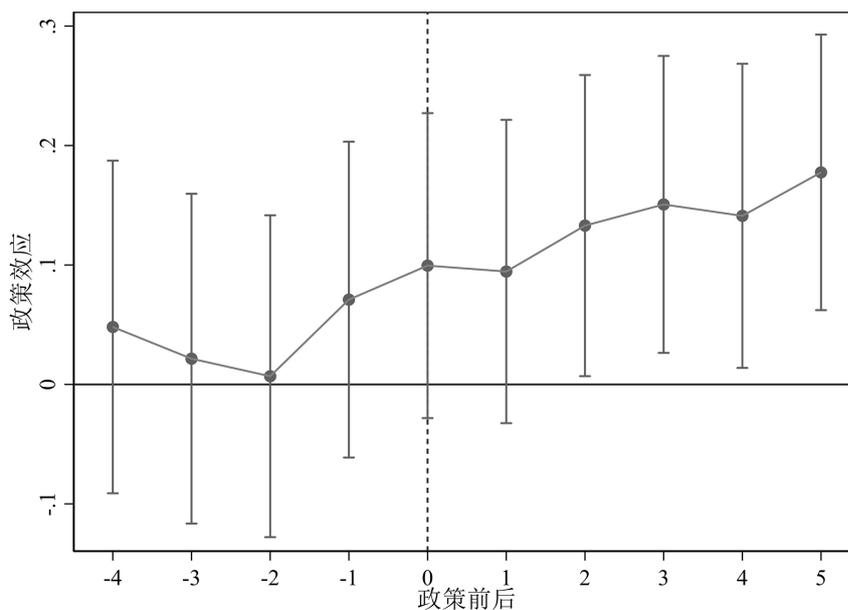


Figure 1. Parallel trend test

图 1. 平行趋势检验

5.2. 基本回归结果

本文运用多期双重差分模型,来验证绿色金融创新政策对企业绿色技术创新的影响,如表 2 所示,

其中第(1)、(2)列中 $Treat*Post$ 的系数在 1%水平上显著为正。其中第(3)、(4)列中 $Treat*Post$ 的系数在 5%水平上显著为正。这表明, 位于绿色金融改革创新试验区的企业, 其绿色技术创新水平平均显著高于非试验区企业, 说明绿色金融改革创新试验区政策的实施能够有效地推动企业进行绿色技术创新, 假设 1 得证。

Table 2. Benchmark regression
表 2. 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat*Post$	0.112*** (3.454)	0.105*** (3.325)	0.063** (2.367)	0.052** (2.213)
$size$		0.266*** (27.190)		0.376*** (62.469)
age		-0.056*** (-5.179)		-0.087*** (-15.771)
$cash$		-0.022 (-0.413)		-0.361*** (-4.984)
ROA		-0.326** (-2.389)		-1.021*** (-6.102)
lev		-0.069** (-2.079)		-0.130*** (-4.886)
ROE		0.086 (1.411)		0.466*** (5.676)
$loss$		-0.026* (-1.858)		0.010 (0.530)
$_cons$	0.607*** (197.373)	-5.134*** (-24.573)	0.609*** (115.833)	-7.483*** (-60.823)
企业、行业固定效应	是	是	否	否
年份固定效应	是	是	否	否
N	38,794	38,794	38,833	38,833
R^2	0.736	0.744	0.001	0.201

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%显著水平下显著, 括号内的为标准误差值, 下同。

5.3. 稳健型检验

5.3.1. 安慰剂检验

尽管本文在主回归时引入了控制变量并采用双向固定模型, 但仍不能完全排除其他未考虑到的因素可能带来的干扰, 为了进一步排除这些干扰, 确保研究结论的稳健性和可靠性, 本文参考王永进和冯笑[26]的做法设置随机种子, 从中随机抽取处理组, 重复进行 500 次, 通过虚构的政策处理组或政策实施时间, 构建一个“伪政策”情境, 使得政策对企业绿色创新的影响变得随机, 以消除其他政策或随机性因

素的影响。图 2 汇报了抽样回归结果，从图中可以看出，在 500 次抽样中大多数估计值集中在 0 附近，且分布大致对称，呈现出近似正态分布的形态。这表明在随机抽样的情况下，估计系数平均值接近于 0。以上结果表明，其他未被观测因素的干扰性于试验区政策对企业绿色技术创新的政策效应而言并不强，理论上可以通过安慰剂检验绿色金融改革创新试验区政策的实施对企业绿色创新的正向影响具有稳健性。

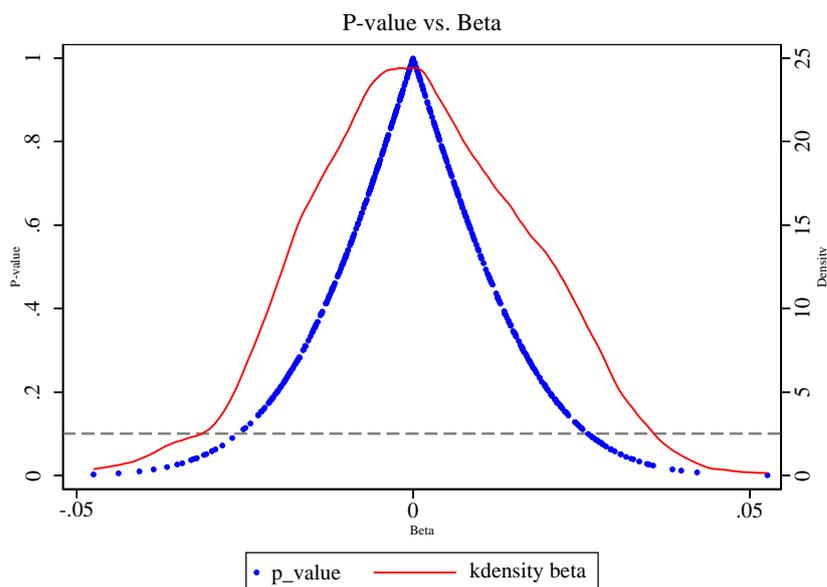


Figure 2. Placebo test
图 2. 安慰剂检验

5.3.2. 使用 PSM-DID 模型

为控制企业自身特征的影响，本研究采用倾向得分匹配方法，依据多维特征构造评分体系，将条件相似的企业进行配对，进而识别政策对绿色创新的净效应。为缓解样本选择偏误，我们在完成 1:1 最近邻匹配后，基于匹配样本重新进行双重差分检验。

倾向匹配得分法能够在一定程度上缓解样本自选择偏误造成的内生性问题，为研究的严谨性，本文将所有控制变量作为匹配的协变量进行回归，进行 1:1 最邻近距离匹配。通过对 PSM 进行平衡性检验发现：图 3 显示，相较于匹配前，匹配之后大多数控制变量的标准化偏差都发生了一定程度的减小，我们可以认定此次 PSM 匹配的平衡性条件得到满足。通过对 PSM 后的数据进行模型回归。运用 PSM 匹配之后的样本量为 2834；PSM 样本回归结果如下表 3 所示。观察发现，回归自变量的系数在 1% 的水平下显著为正，表明匹配后绿色金融改革政策对企业绿色创新依然有显著的促进作用。

Table 3. Regression results using the PSM-DID model
表 3. 使用 PSM-DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat*Post</i>	0.138** (2.509)	0.141*** (2.713)	0.150*** (4.785)	0.116*** (4.109)
<i>size</i>		0.342***		0.356***

续表

		(7.427)		(19.363)
<i>age</i>		-0.138***		-0.064***
		(-2.781)		(-3.986)
<i>cash</i>		-0.452*		-0.943***
		(-1.935)		(-4.285)
<i>roa</i>		-0.239		-0.753
		(-0.392)		(-1.508)
<i>lev</i>		0.098		-0.168**
		(0.740)		(-2.130)
<i>roe</i>		0.122		0.461*
		(0.377)		(1.729)
<i>loss</i>		0.009		-0.002
		(0.160)		(-0.037)
<i>_cons</i>	0.495***	-6.823***	0.520***	-7.102***
	(16.796)	(-6.974)	(29.597)	(-19.024)
企业、行业固定效应	是	是	否	否
年份固定效应	是	是	否	否
<i>N</i>	2834	2834	4096	4096
<i>R</i> ²	0.7135	0.7282	0.0058	0.1919

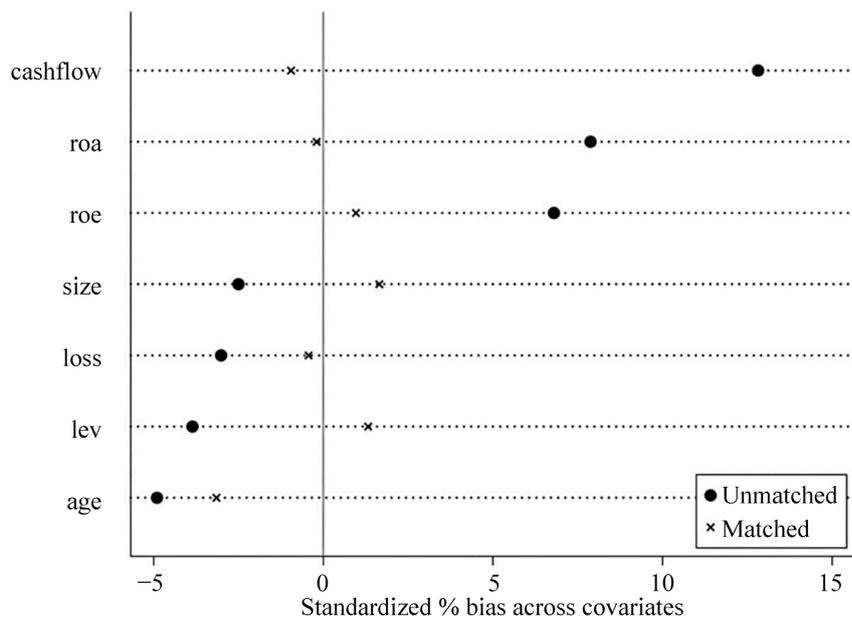


Figure 3. Before and after PSM matching

图 3. PSM 匹配前后图

5.3.3. 替换被解释变量

在基准回归中，本文以企业绿色发明专利申请量作为衡量企业绿色技术创新水平的核心指标，而申请量虽能反映企业绿色创新的投入意愿与活跃度，但受专利审核周期、授权通过率等外部因素影响，可能无法完全精准地体现企业绿色技术创新的实际产出成效。基于此，本文选取企业绿色发明专利获得量作为替代指标，重新界定企业绿色技术创新水平以规避申请量中可能包含的无效申请对回归结果的干扰。根据实证回归结果显示，核心解释变量即绿色金融改革创新试验区政策变量的系数仍在 1% 的统计水平上显著为正，与前文以企业绿色发明专利申请量作为被解释变量时的回归结果保持一致。这一结果表明，绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色技术创新均呈现出显著的正向促进作用，且该促进效应具有极强的统计显著性与稳定性。

5.3.4. 剔除疫情时期样本

为有效剥离疫情这一特殊外部冲击的干扰，进一步验证核心研究结论在极端情境下的稳定性，本文通过剔除 2020~2022 年疫情期间的样本数据，重新开展回归分析。本次回归结果显示，绿色金融改革创新试验区政策变量的系数为 0.102，仍在 1% 的统计水平上显著为正。这一结果说明，绿色金融改革政策对企业绿色技术创新的正向影响不受特定宏观环境、短期外部冲击的干扰，呈现出跨周期的稳定性特征。

5.3.5. 剔除直辖市样本

本文为剔除特殊样本的潜在影响，提升研究结论对全国大部分地区的适配性，对样本数据进行了进一步处理，即剔除北京、上海、天津、重庆四个直辖市的所有企业观测值，采用剩余的非直辖市企业样本重新进行回归估计。

如表 4，从回归结果来看，核心解释变量绿色金融改革创新试验区政策变量的回归系数为 0.114，该系数在 1% 的统计水平上显著为正，且系数值与全样本回归结果保持相近水平。说明即便排除了直辖市这一具有系统性差异的特殊样本，绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色技术创新的正向促进作用依然稳定存在，且政策效应的强度未发生实质性变化。

Table 4. Robustness test

表 4. 稳健性检验

	企业绿色发明专利获得量	剔除疫情时期样本	剔除直辖市样本
<i>Treat*Post</i>	0.069*** (2.890)	0.102*** (2.653)	0.114*** (3.600)
<i>size</i>	0.141*** (19.664)	0.227*** (19.278)	0.290*** (26.752)
<i>age</i>	-0.052*** (-6.310)	-0.056*** (-4.047)	-0.066*** (-5.428)
<i>cash</i>	0.021 (0.550)	-0.017 (-0.266)	-0.048 (-0.804)
<i>roa</i>	-0.074 (-0.761)	-0.155 (-0.892)	-0.506*** (-3.390)
<i>lev</i>	-0.037 (-1.581)	-0.009 (-0.232)	-0.081** (-2.231)
<i>roe</i>	-0.114***	0.070	0.171***

续表

	(-2.620)	(0.925)	(2.633)
<i>loss</i>	-0.039***	-0.027	-0.018
	(-3.749)	(-1.496)	(-1.182)
<i>_cons</i>	-2.677***	-4.355***	-5.668***
	(-17.579)	(-17.373)	(-24.537)
<i>N</i>	38,794	24,662	31,022
<i>R</i> ²	0.6999	0.7398	0.7201

5.4. 中介效应回归

5.4.1. 融资约束中介效应机制检验

为了验证融资约束是否在绿色金融改革创新试验区政策与企业绿色技术创新水平中间起到中介效应,本文参考江艇(2022)对因果推断分析建议,对融资约束影响企业绿色技术创新作用机制进行研究。本文对模型(4)进行回归,回归结果如表5所示。列(1)绿色金融改革创新试验区政策变量的系数值为0.107,在1%的显著性水平上正向显著,该结果说明被解释变量与解释变量之间存在显著的净效应,符合中介效应存在的前提条件。列(2)加入中介变量融资约束之后,绿色金融改革创新试验区政策变量的系数值为-0.016,在1%的显著性水平下显著,说明绿色金融改革创新试验区政策的实施缓解了企业的融资约束。

Table 5. Mediating mechanism

表5. 中介机制

	<i>GI</i>	<i>FC</i>	<i>Risk</i>
<i>Treat*Post</i>	0.107***	-0.016**	0.015**
	(3.309)	(-2.358)	(2.212)
<i>size</i>	0.265***	-0.175***	-0.050***
	(26.228)	(-196.384)	(-6.729)
<i>age</i>	-0.066***	-0.047***	0.047***
	(-6.058)	(-42.780)	(3.735)
<i>cash</i>	-0.020	-0.213***	-0.054**
	(-0.355)	(-14.423)	(-2.183)
<i>roa</i>	-0.157*	0.522***	-0.041
	(-1.800)	(24.298)	(-0.318)
<i>loss</i>	-0.033**	-0.056***	0.0474
	(-2.325)	(-15.902)	(0.676)
<i>_cons</i>	-5.134***	4.477***	0.020***
	(-23.431)	(240.299)	(3.640)
<i>N</i>	37,018	37,018	33,473
<i>R</i> ²	0.7466	0.7690	0.386

5.4.2. 企业风险承担水平中介效应机制检验

为了验证企业风险承担是否在绿色金融改革创新试验区政策与企业绿色技术创新水平中间起到中介效应。本文对模型(5)进行回归，回归结果如表 5 所示。

第一阶段回归结果表明，绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色技术创新具有显著正向影响，系数估计值为 0.105，且在 1% 的统计水平上显著，与基准结论一致。第二阶段回归结果显示，试验区政策对企业风险承担水平同样存在显著正向影响，系数为 0.015，在 5% 的水平上显著为正。这说明风险承担水平在绿色金融改革创新试验区政策与企业绿色技术创新之间发挥了部分中介效应。假设 H5 成立。

5.5. 异质性分析

为验证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，本文按照国泰安数据库公布的产权性质指标将样本企业分为国有企业和非国有企业进行回归，回归结果如下表 6 所示。回归结果表明，对于国有企业样本，绿色金融改革创新试验区政策变量的系数估计值为 0.123，在 1% 统计水平上显著。这表明位于试验区的国有企业，其绿色技术创新水平相较于非试验区同类企业平均高出约 0.123 个单位，政策影响较为突出。相比之下，在非国有企业样本中，政策变量的系数仅为 0.035，且统计上不显著。这意味着，试验区政策对非国有企业的绿色创新活动并未产生统计学意义上可观测的显著促进作用。这一差异可能源于两类企业在资源禀赋基础、政策响应机制以及核心经营目标上的不同进而导致企业对绿色金融政策红利的捕捉能力、转化效率与行动倾向的差异。

为验证试验区政策效果是否因为地理位置不同产生差异，本文按照地理位置，将样本分为东部地区、中部地区和西部地区三组，再次进行回归分析，回归结果如表 6 所示。回归结果表明，绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色技术创新的影响存在显著的区域异质性，呈现出“东部显著、中西部不显著”的差异化格局。在东部地区样本中，政策变量的系数为 0.149，在 1% 的统计水平上高度显著。这表明，位于试验区的东部企业，其绿色技术创新水平相较于非试验区同类企业平均显著提升约 0.149 个单位，政策激励效果突出。而在中部与西部地区样本中，政策变量的系数虽然为正但在统计上不显著。这意味着，在当前样本与模型设定下，未能有足够证据表明试验区政策对中西部企业的绿色技术创新产生了显著的促进作用。

Table 6. Heterogeneity analysis

表 6. 异质性分析

	产权性质		企业地理位置		
	国有企业	非国有企业	东部	中部	西部
<i>Treat*Post</i>	0.123*** (2.628)	0.035 (0.859)	0.149*** (3.645)	0.080 (0.872)	0.070 (1.143)
<i>size</i>	0.299*** (18.398)	0.268*** (25.685)	0.263*** (22.084)	0.390*** (16.219)	0.225*** (9.358)
<i>age</i>	0.084*** (2.801)	-0.025* (-1.908)	-0.063*** (-4.938)	0.005 (0.226)	0.057* (1.689)
<i>cash</i>	-0.088 (-0.843)	-0.017 (-0.249)	-0.047 (-0.753)	-0.076 (-0.529)	0.186 (1.315)
<i>roa</i>	-0.188 (-0.625)	-0.506*** (-2.825)	-0.350** (-2.137)	-0.076 (-0.185)	-0.347 (-1.060)

续表

<i>lev</i>	-0.056 (-0.805)	-0.033 (-0.827)	-0.126*** (-3.057)	0.058 (0.696)	-0.113 (-1.524)
<i>roe</i>	0.063 (0.549)	0.134 (1.599)	0.060 (0.782)	-0.073 (-0.442)	0.347*** (2.673)
<i>loss</i>	-0.024 (-0.932)	-0.014 (-0.781)	-0.038** (-2.180)	-0.069** (-2.005)	0.084** (2.520)
<i>_cons</i>	-6.200*** (-16.893)	-5.293*** (-23.869)	-5.019*** (-19.721)	-8.122*** (-16.223)	-4.603*** (-8.905)
<i>N</i>	12,036	23,353	27,913	5921	4773
<i>R</i> ²	0.801	0.703	0.759	0.704	0.683

6. 研究结论与对策建议

本文以 2012~2023 年 A 股上市公司为样本，将绿色金融试验区设为切入点构建准自然实验，采用双重差分模型探究政策对企业绿色技术创新的影响及机制、异质性。研究表明：一是政策对企业绿色技术创新有显著正向影响，经多重稳健性检验结论成立；二是政策通过缓解融资约束、提升风险承担水平两条路径协同促进绿色创新；三是政策效应存在异质性，对国企、东部企业影响显著，对非国企、中西部企业影响不显著。

基于本研究结论，为充分发挥绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色技术创新的激励作用，强化试点驱动效能，提出以下建议：一、深化试验区改革，完善绿色金融体系。扩大试验区覆盖面，推动东部成熟经验向中西部推广，建立政策效果评估与动态调整机制。二、疏通政策传导机制，强化要素保障。破解融资瓶颈，优化绿色融资支持政策，简化审批流程、下调利率，依托数字化平台建立绿色信贷快速通道，拓宽企业直接融资渠道。三、实施差异化政策，兼顾公平与效率。精准施策不同产权企业：强化国企绿色创新考核，加大民企专项扶持与定向支持。差异化引导不同区域：支持东部前沿领域创新，加大中西部基础设施投入与产业转型扶持，推动跨区域资源流动。

参考文献

- [1] 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.
- [2] Liu, S. and Wang, Y. (2023) Green Innovation Effect of Pilot Zones for Green Finance Reform: Evidence of Quasi Natural Experiment. *Technological Forecasting and Social Change*, **186**, Article 122079. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.122079>
- [3] 李戎, 刘璐茜. 绿色金融与企业绿色创新[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2021, 74(6): 126-140.
- [4] 时省, 张亚. 绿色金融政策对绿色技术创新的影响及机制研究——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J]. 管理评论, 2024, 36(1): 107-118.
- [5] 诸葛瑞阳, 蔡雯霞. 绿色金融对工业企业绿色创新的影响研究——基于绿色金融改革创新试验区设立的准自然实验[J]. 金融理论与实践, 2022(11): 49-61.
- [6] Xu, A., Zhu, Y. and Wang, W. (2023) Micro Green Technology Innovation Effects of Green Finance Pilot Policy—From the Perspectives of Action Points and Green Value. *Journal of Business Research*, **159**, Article 113724. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2023.113724>
- [7] 王修华, 刘锦华, 赵亚雄. 绿色金融改革创新试验区的成效测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(10): 107-127.

- [8] 江轩宇, 贾婧, 刘琪. 债务结构优化与企业创新——基于企业债券融资视角的研究[J]. 金融研究, 2021(4): 131-149.
- [9] 林德简, 陈加利, 邱国玉. 中国环保产业的绿色金融支持因子研究——基于中证环保产业 50 指数成份股的实证分析[J]. 工业技术经济, 2018, 37(5): 129-135.
- [10] 杜兴强, 谢裕慧, 曾泉. 绿色金融政策抑制了企业的环境违规吗?——基于绿色金融改革创新试验区的一项准自然实验[J]. 金融研究, 2024(5): 132-149.
- [11] 周焯, 程立茹, 王皓. 技术创新水平越高企业财务绩效越好吗?——基于 16 年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究[J]. 金融研究, 2012(8): 166-179.
- [12] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [13] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [14] 谭跃, 夏芳. 股价与中国上市公司投资——盈余管理与投资者情绪的交叉研究[J]. 会计研究, 2011(8): 30-39+95.
- [15] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014(5): 73-80+95.
- [16] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 管理者过度自信与企业风险承担[J]. 金融研究, 2013(1): 149-163.
- [17] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 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.
- [18] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51+204-205.
- [19] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.
- [20] 王馨, 王莹. 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.
- [21] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. 管理世界, 2021, 37(1): 128-149+129.
- [22] 赵艳萍, 潘蓉蓉, 罗建强, 等. 产业环境视角下中国制造业服务化与企业绩效关系研究[J]. 软科学, 2021, 35(3): 8-14.
- [23] 张兆国, 曹丹婷, 张弛. 高管团队稳定性会影响企业技术创新绩效吗——基于薪酬激励和社会关系的调节作用研究[J]. 会计研究, 2018(12): 48-55.
- [24] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [25] 张振华, 陈曦, 汪京, 等. 绿色金融改革创新试验区政策对碳排放的影响效应——基于 282 个城市面板数据的准实验研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(2): 32-45.
- [26] 王永进, 冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018(2): 24-42.