

创新型城市如何提升企业绿色创新能力？

——基于多期双重差分模型的实证研究

杨阳¹, 王艺璇¹, 李龙², 李健²

¹大连海洋大学经济管理学院, 辽宁 大连

²大连海洋大学国有资产与实验室管理处, 辽宁 大连

收稿日期: 2026年4月10日; 录用日期: 2026年5月21日; 发布日期: 2026年5月29日

摘要

本文基于2005~2024年上市公司A股数据, 以国家创新型城市建设试点政策作为准自然实验, 构建多期双重差分模型(Staggered DID), 系统考察政策试点对企业绿色创新能力的动态影响及作用机制。研究发现: 参与试点政策地区的企业个体, 其绿色创新能力会产生14.2%至14.9%的增加, 表明政策试点会显著增强企业的绿色创新能力。异质性分析发现: 政策试点会显著影响非国有企业的绿色创新能力。机制检验显示: 政策试点通过资金支持促进企业绿色创新能力提高。

关键词

创新型城市建设, 绿色创新能力, 多期双重差分模型, 融资约束

How Innovative Cities Can Enhance Enterprises' Green Innovation Capacity?

—An Empirical Study Based on a Multi-Period Difference-in-Differences Model

Yang Yang¹, Yixuan Wang¹, Meng Li², Jian Li²

¹School of Economics and Management, Dalian Ocean University, Dalian Liaoning

²Division of State-Owned Assets and Laboratory Management, Dalian Ocean University, Dalian Liaoning

Received: April 10, 2026; accepted: May 21, 2026; published: May 29, 2026

Abstract

Based on A-share data of listed companies from 2005 to 2024, this study employs national innovative

city construction pilot policies as a quasi-natural experiment to construct a multi-period staggered difference-in-differences (Staggered DID) model. It systematically examines the dynamic impact and underlying mechanisms of policy pilots on corporate green innovation capabilities. The findings reveal that enterprises participating in pilot regions demonstrate a 14.2% to 14.9% increase in green innovation capacity, indicating significant policy-induced enhancement of corporate green innovation capabilities. Heterogeneity analysis demonstrates that policy pilots exert distinct effects on green innovation capabilities in non-state-owned enterprises. Mechanism tests reveal that policy pilots promote corporate green innovation capacity improvement through financial support mechanisms.

Keywords

Innovative City Construction, Green Innovation Capability, Multi-Period Difference-in-Differences Model, Financing Constraints

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

经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。国家发展改革委与科技部于 2022 年 12 月联合印发了《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案（2023—2025 年）》¹，强调要加快完善市场导向的绿色技术创新体系，为发展方式绿色低碳转型提供坚实的科技支撑[1]。企业作为经济发展的活力源泉，是绿色技术创新的核心承载主体，提升其绿色技术创新活力已成为实现高质量发展的关键路径之一。然而，当前推动企业突破传统技术创新范式，实现自主、可持续的绿色技术研发突破，仍面临资金约束与技术瓶颈等多重现实挑战[2]。

创新型城市试点政策以城市作为基本单元，着力于汇聚创新资源要素，着重于创新生态的构建以及研发投入的激励，为企业的技术研发活动创造了优良环境，是落实国家科技创新战略的重要举措，在提升区域技术创新水平方面起到了关键作用[1]。依据科技部与国家发展改革委联合制定的《建设创新型城市工作指引》²，强化企业在技术创新中的主体地位、推动企业与城市创新要素的深度融合被确定为核心任务[1]。在此政策框架下，各地通过优化创新生态、搭建产学研协同平台、完善科技成果转化机制等措施，引导企业增加研发投入，提高自主创新能力。

然而，梳理既有文献发现，目前针对创新性政策对企业创新能力的研究较多，直接研究其对企业绿色创新能力的较少。基于此，本研究以创新型城市政策试点为情境，选取 2024 年沪深 A 股上市企业为样本，运用多期双重差分模型等实证方法，系统检验政策试点对企业绿色创新能力的影响效应及作用机制，以期精准助力企业绿色创新提供经验依据与决策参考。

2. 文献综述

与传统技术创新相比，绿色技术创新不仅关乎资源重组与产品结构调整，更需要全面考量生态环境影响，以缓解现代科技与自然资源之间的矛盾[3]。从企业内部层面来看，学者们主要围绕资源基础与治理结构展开研究。研究表明，企业的研发投入强度是支撑绿色技术研发的核心物质保障，充足的资金储

¹https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-12/28/content_5733971.htm?ivk_sa=1023197a

²<https://www.most.gov.cn/xxgk/xinxifenlei/fdzdgknr/gzcg/gfxwj/gfxwj2016/201612/W020161213625136714273.pdf>

备使其有能力应对长周期[4]、高风险[4]的技术难题[5]。同时，高管团队的环保认知与背景特征被视为关键的软性驱动因素，让具备相关专业背景的管理者能够更为敏锐地洞察绿色市场机遇，推动环保理念融入创新决策过程[6]-[8]。此外，优化高管薪酬激励机制[9]、完善股权结构[10]以及实施“走出去”战略[11]等举措，均已被证实能够有效提升企业绿色技术创新能力。值得关注的是，企业之间存在显著的“同群效应”，即当面临相似的市场环境时，同行企业出于经济理性与规避风险的动机，往往会相互效仿开展绿色技术创新活动[12]-[14]。

从企业外部视角考察，政策环境、市场需求与行业竞争构成了驱动绿色技术创新的三大核心变量[15]。在政策环境维度，生态法治建设[16]、环境规制工具以及绿色金融[17]支持为企业绿色创新提供了有力支撑。合理的环境规制手段与恰当的规制强度能显著促进企业绿色技术创新[18]，但具体效果会因规制工具的类型差异而有所不同[19]。

创新型城市试点政策作为推动区域创新发展的重要政策抓手，其实施成效受学术界广泛关注。现有研究从城市宏观与企业微观层面展开评估[1]。城市层面，学者用双重差分模型等方法证实，创新型城市建设显著提升城市创新水平，该结论采用不同衡量指标时依然稳健[20][21]。进一步研究发现，此政策通过提升经济增长质量[22]-[24]等路径推动城市经济高质量发展[1]，在环境治理领域能显著降低城市雾霾污染，有明显环境改善效应[25]。企业微观层面，研究聚焦政策对企业创新行为的传导效应[1]，表明创新型城市建设有助于增加企业研发投入、提升创新产出数量[26]，还对企业数字化转型[27]与碳排放行为[28]有积极影响。

3. 理论基础与研究假设

3.1. 试点政策对企业绿色技术创新的影响机理

城市是区域经济社会发展核心、国家经济产出重要基地和创新要素资源集聚地。创新型建设可通过引进政府投资、丰富金融产品供给等缓解企业绿色技术创新融资约束。绿色技术创新活动风险大、回报周期长、资金耗用多[4]，还面临市场不成熟、需求不稳定难题，资金矛盾突出[1]。创新型城市试点政策可缓解其资金约束，试点地区会强化财政支持创新导向，落实对科创企业的财政补贴和税收优惠等政策[1]。

因此，在创新型城市建设试点政策推动下，企业绿色技术创新激励机制加强。一是政策通过财政补贴、税收优惠等降低企业绿色技术研发与应用成本，激发创新积极性；二是政府建立绿色技术标准和推广体系，明确技术发展方向和市场需求，引导企业投入研发资源；三是创新型城市建设通过人才集聚效应优化企业人才素质与结构，提供人力支持[29]，各试点城市重视培育和吸引创新人才[29]。

基于此，提出如下研究假设。

H1：创新型城市建设试点政策能够促进企业绿色技术创新水平提升。

3.2. 缓解融资约束与企业绿色技术创新

熊彼特创新理论表明，技术创新中资金可获取性很关键。创新活动因收益不确定、信息不对称和监管成本高，易遇外部融资限制，抑制企业创新行为[30][31]。与传统技术创新相比，绿色技术创新初始投入大、回报周期长、风险[4]难测，需资金支持应对市场失灵问题[32]。这意味着企业开展绿色技术创新需更多资本实现转型突破[33][34]，更易受资金短缺影响。试点区域城市规划方案提出多种绿色金融政策，如专项资金、补贴、低息贷款和税费优惠等。这些政策可优化产业间资金分配，减少污染项目投资，引导资金流向绿色产业和环保生产环节，缓解企业资金限制，推动绿色技术创新[4]。

基于此，提出如下研究假设。

H2: 创新型城市建设双试点政策的实施, 可以通过资金支持企业来促进绿色技术创新。

4. 研究设计

4.1. 样本选取

本文研究选用 2005~2024 年中国沪深股市 A 股上市公司专利数据及对应企业、行业和城市层面经济数据。首先, 上市公司专利数据源于国家知识产权局, 公司层面经济数据来自国泰安数据库; 其次, 行业层面的碳排放、工业总产值及增加值等数据来自历年《中国统计年鉴》; 最后, 城市层面数据来自历年《中国城市统计年鉴》。因绿色技术创新主要集中在制造行业, 本文筛选行业时剔除了金融、房地产等服务行业。

4.2. 模型构建

本文使用多期双重差分法检验创新型城市建设政策试点对企业绿色创新能力的影响。基准回归模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta DID_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4-1)$$

其中, i 表示企业个体, t 表示时间; Y_{it} 是被解释变量; DID_{it} 为政策虚拟变量(城市 i 在时间 t 是否受到政策冲击); Z_{it} 是控制变量; μ_i 和 λ_t 分别是个体固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为误差项。模型的核心参数是交互项系数 β , 它反映了处理组的平均处理效应。

为探索创新型城市建设政策试点对企业绿色创新能力影响的机制, 本文参考江艇(2022) [35]的方法, 进一步构建如下计量模型:

$$M_{it} = c + \theta_1 DID_{it} + \theta_2 Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4-2)$$

4.3. 变量选取

4.3.1. 核心解释变量

本文的核心解释变量为试点政策 DID_{it} , 即创新型城市建设政策。该变量为时间虚拟变量(treat)与政策虚拟分组变量(post)的乘积, 用于揭示政策在特定时间点对特定地区的影响。

4.3.2. 被解释变量

本文被解释变量即企业绿色创新能力, 参考徐佳和崔静波(2020) [32]的研究, 使用上市企业当年申请的绿色专利数量进行取对数处理, 即 $\ln Green$ 。

4.3.3. 控制变量

本文的控制变量设定主要涉及两个层面: 企业层面和城市层面。

首先, 企业层面控制变量: 第一, 企业规模($\ln scale$), 规模大的企业为可持续发展会稳定投入[1]研发, 参考黎文靖和郑曼妮(2016) [36]研究, 用企业年末总资本的对数衡量[4]。第二, 企业年龄($\ln age$), 企业年龄代表成熟度, 成熟度高的企业创新意识更强, 用企业上市时长的对数衡量[37]。第三, TobinQ 值($\ln TobinQ$), 即企业市场价值与资本重置成本之比, 体现社会价值创造能力, 数值越大创新意识越高, 本文对其取对数处理[4]。第四, 企业负债($\ln debts$), 反映市场对企业信用能力评价[30], 适度负债可使企业有资金创新, 用企业当年贷款金额与总资产之比的对数衡量[4]。第五, 企业业绩和治理结构相关变量, 借鉴蔡卫星等(2019) [38], 考虑其对企业绿色技术创新的影响, 控制企业总资产收益率(ROA)和独立董事比例(Independent), 总资产收益率用企业净利润与总资产占比表示, 独立董事比例为独立董事人数占董事会总人数的比例[4]。

其次，城市层面控制变量：参照余泳泽和张少辉(2017) [39]、金刚与沈坤荣(2018) [40]研究，选取城市层面外商投资占比(lnFDI)、人均 GDP (lnpgdp)，外商投资占比指外商投资工业企业总产值占该地区工业总产值的比例，人均 GDP 为城市层面人均 GDP 取对数后的值[4]。

4.4. 描述性统计分析

本文变量描述性统计分析见下表 1。

Table 1. Descriptive statistical analysis

表 1. 描述性统计分析

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
DID	32,553	0.133	0.339	0	1
LnGreen	32,553	6.675	36.42	0	1508
LnScale	32,553	21.75	1.065	16.74	27.24
Lnage	32,553	2.816	0.382	1.112	4.962
lnTobinQ	32,553	2.119	2.035	0.153	1.301
Indebts	32,553	0.331	0.194	-0.003	0.997
ROA	32,553	0.730	0.444	0	1
Independent	32,553	0.378	0.055	0	0.781
lnGDP	32,553	10.70	0.493	9.464	12.15
lnFDI	32,553	7.710	2.307	1.447	12.45

5. 实证研究

5.1. 基准回归

表 2 展示了对模型(4-1)进行的深入分析，具体来说，表中的第(1)~(4)列展示了未加入控制变量时，控制固定效应及不控制固定效应以及在控制了企业个体效应、时间效应固定效应的基础上，未加入城市层面控制变量与加入城市层面控制变量的实证分析结果，核心解释变量 DID 的估计系数均呈现显著的正向关系。在模型(1)~(4)中，政策试点 DID 的系数在 0.142~0.149 之间，且都在 1%的统计水平上显著为正。表明参与试点政策的城市中的企业，其绿色创新能力能够得到大约 14.2%至 14.9%的增加。这进一步说明了试点政策可能对企业绿色创新能力提高具有积极的影响，从而为政策制定者提供了有力的实证支持。

Table 2. Regression to baseline

表 2. 基准回归

	(1) LnGreen	(2) LnGreen	(3) LnGreen	(4) LnGreen
DID	0.149*** (0.018)	0.144*** (0.019)	0.142*** (0.019)	0.143*** (0.019)
LnScale			0.033 (0.024)	0.034 (0.024)
Lnage			-0.030*** (0.007)	-0.030*** (0.007)

续表

lnTobinQ			-0.107 (0.288)	-0.109 (0.288)
ROA			0.002 (0.006)	0.002 (0.006)
Lndepts			-0.029** (0.004)	-0.029** (0.004)
Independent			0.015 (0.027)	0.014 (0.027)
lnGDP				0.042*** (0.007)
lnFDI				-0.175** (0.076)
常数项	3.631*** (0.005)	2.780** (1.102)	2.426** (1.112)	4.284*** (1.375)
N	32,553	32,553	32,553	32,553
Adj-R ²	0.365	0.369	0.371	0.371
时间固定效应	否	是	是	是
企业固定效应	否	是	是	是

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平上显著，括号中为标准误，下同。

因此，本文假说一得以验证。

5.2. 稳健性检验

5.2.1. 平行趋势检验

为了验证企业绿色创新能力的变化是否确实由外生政策引起，从而支持本文基准回归结果的准确性和有效性，将模型扩展至式(5-1)以进行平行趋势的检验。

$$\ln \text{Green}_{it} = \alpha + \sum_{t=-3}^7 \delta_t \text{DID}_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5-1)$$

其中， DID_{it} 是一组虚拟变量，若个体 i 所在的城市在第 t 年实施了双试点政策，则取值为 1，反之取值为 0。其余变量符号含义与基准回归公式(4-1)符号含义相符。

本文以政策实施前一期作为基准组，采用事件研究法(event-study)检验实验组与对照组是否满足平行趋势假定。图 1 报告了 95%置信区间下的平行趋势检验结果，横坐标为政策时点，纵坐标表示政策效应的估计系数。

结果显示，政策实施前，估计系数在 0 附近波动，相关年份置信区间含零值，表明实验组与对照组无显著差异；政策实施后，估计系数显著为正，相关年份置信区间不含零值，显示实验组与对照组有显著差异。这表明试点政策效果并非由试点与非试点城市企业绿色创新能力变化趋势差异导致，即本文用双重差分估计满足平行趋势假定。

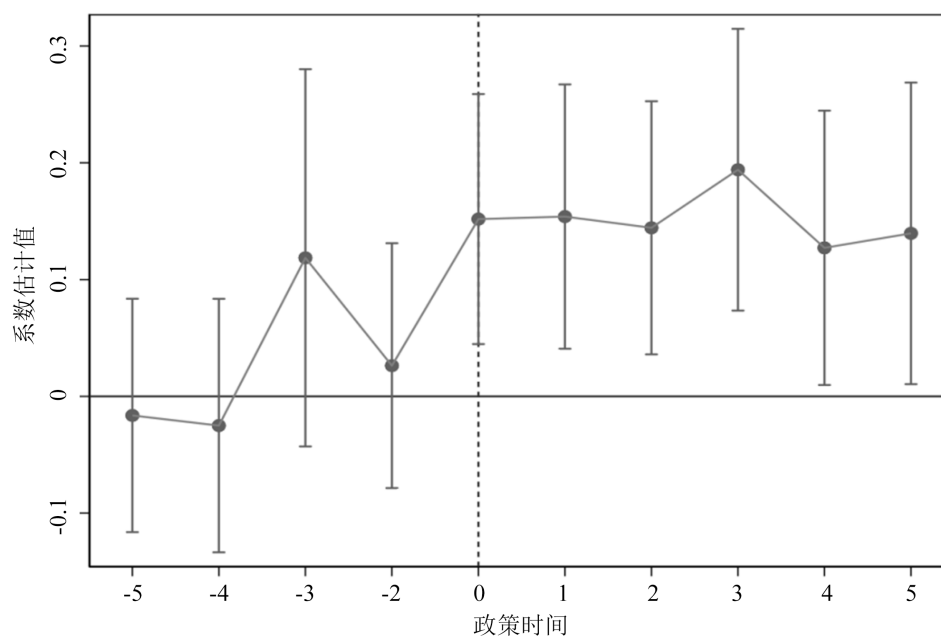


Figure 1. Parallel trend test
图 1. 平行趋势检验

5.2.2. 安慰剂检验

为检验上述结果未受遗漏变量、随机因素影响，本文随机筛选城市开展安慰剂检验，随机抽样 500 次构建“伪政策拟变变量”，用模型(4-1)重新回归估计，并检验系数和 P 值分布，结果见图 2。回归系数均值接近 0 且小于基准回归系数，估计系数分布近正态分布，P 值大多大于 0.10。这表明试点政策对企业绿色创新能力的影响并非由其他随机性因素造成，上文结论可靠。

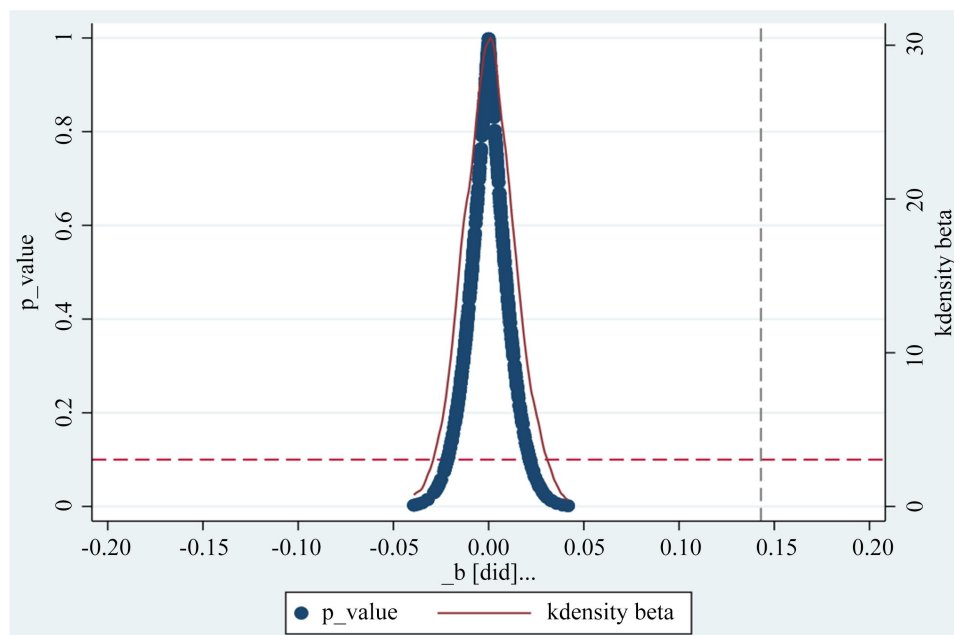


Figure 2. Placebo testing
图 2. 安慰剂检验

5.2.3. 倾向得分匹配

为准确估计试点政策对企业绿色创新能力的影 响，本文用 PSM-DID 方法解决选择偏差问题。先通过 Logit 模型计算倾向得分，协变量含企业特征(规模、年龄等)和城市经济指标(人均 GDP 等)。接着采用三种匹配方案确保稳健性，分别是核匹配、半径匹配、1:4 近邻匹配。匹配后所有协变量标准化偏差降至 10% 以下，满足平衡性要求。最后 DID 模型控制个体和年份固定效应，聚类标准误至城市层面。

回归结果如表 3 显示，三种匹配方法下政策效应系数稳定在 0.135~0.163 之间，表明试验区政策显著企业绿色创新能力约 13.5%~16.3%。

Table 3. Tendency score matching
表 3. 倾向得分匹配

	1:4 lnGreen	半径 lnGreen	核匹配 lnGreen
DID	0.163*** (0.024)	0.135*** (0.036)	0.153*** (0.020)
控制变量	是	是	是
常数项	5.645*** (1.823)	7.972*** (2.627)	4.523*** (1.431)
N	25,383	13,878	31,838
Adj-R ²	0.363	0.390	0.366
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是

5.3. 异质性分析

企业的所有制属性通常会对其研发投入和技术创新产生不同影响[4]。因此，本文将研究样本分为国有企业与非国有企业，估计结果如表 4 所示。同时控制两种固定效应后，双重差分项系数在非国有企业子样本对应的中显著为正；此外，在国有企业子样本中，双重差分项系数不显著。这表明，试点政策对企业的绿色技术创新效应确实存在企业所有制属性层面的异质性，试点政策能够更加显著地促进非国有企业的绿色技术创新，可能由于国有企业存在更强的路径依赖效应，且因其在地方经济发展中的重要责任，普遍受到更弱的环境规制约束[4]。

Table 4. Heterogeneity analysis results
表 4. 异质性分析结果

	(1) 非国有企业	(2) 国有企业
DID	0.098*** (0.027)	0.010 (0.023)
常数项	6.493*** (2.034)	0.325 (3.127)
其他控制变量	是	是
N	9252	8801
Adj-R ²	0.392	0.466
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是

5.4. 机制检验

由于多项研究均表明政策通过资金支持促进企业绿色创新能力提高,因此本文参考江艇(2022)[35]以及李毅等(2025)[1]的研究,采用两步法考察政策试点的对企业绿色创新能力影响的机制,由表5可知,政策试点通过资金支持企业绿色创新能力提高,因此本文假说2得以验证。

Table 5. Mechanism testing

表 5. 机制检验

变量	(1) Lngloan	(2) Lngloan
DID	0.015*** (0.002)	0.009*** (0.002)
常数项	16.579*** (0.000)	14.350*** (0.119)
控制变量	否	是
N	32,553	32,553
Adj-R ²	0.992	0.994
个体固定效应	否	是
时间固定效应	否	是

6. 结论与建议

本研究通过实证分析发现,创新型城市政策试点能够显著提升企业绿色创新能力,且这种促进作用在不同产权性质企业中存在异质性。从作用机制来看,试点政策主要通过缓解企业融资约束,为绿色技术研发提供资金支持,进而推动企业绿色创新水平的提升。基于上述研究结论,提出以下政策建议:

第一,针对不同类型企业实施差异化扶持策略。对于民营企业和高污染行业企业,应加大政策倾斜力度,通过设立专项补贴、提供技术指导等方式,激发其绿色创新动力;对于国有企业和清洁生产行业企业,则应引导其发挥技术优势,承担更多绿色创新引领责任。

第二,强化企业绿色创新的主体地位,鼓励企业加大研发投入,建立产学研合作机制,促进绿色技术成果的转化与应用。同时,政府需加强知识产权保护,为企业绿色创新提供良好的制度环境,确保创新主体能够获得合理的创新回报。

第三,在推进政策试点过程中,要注重动态评估与调整。定期对政策实施效果进行跟踪监测,及时发现并解决政策执行中存在的问题,不断优化政策工具,提升政策对企业绿色创新的实际推动效果。

参考文献

- [1] 李毅,刘俊娇,黎晓青,苏静. 创新型城市建设、数字经济对企业绿色技术创新的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2025, 35(2): 127-138.
- [2] 周雪峰,韩露,肖翔. “双碳”目标下数字经济对企业持续绿色创新的影响——基于数字化转型的中介视角[J]. 证券市场导报, 2022(11): 2-12.
- [3] 范红忠,董江琛. 知识产权保护的绿色技术创新效应[J]. 经济学动态, 2023(10): 71-89.
- [4] 田超,肖黎明. 绿色信贷会促进重污染企业技术创新吗?——基于《绿色信贷指引》的准自然实验[J]. 中国环境管理, 2021, 13(6): 90-97.

- [5] 白彦锋, 杨雨诗. 环境规制、研发投入与企业绿色创新[J]. 新疆财经, 2024(1): 45-55.
- [6] 张艳, 方怡文. 企业绿色技术创新的策略选择——来自地区同群效应的经验证据[J]. 商业研究, 2022(5): 58-69.
- [7] 王晓亮, 杨雪. 企业绿色创新的同群效应研究——基于共同机构所有权视角[J]. 软科学, 2024, 38(9): 108-118.
- [8] 尹威, 苏扬, 刘晓星. 上市企业绿色转型同群效应及其影响因素研究——基于股权联结网络的视角[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2025, 27(6): 53-67, 156, 2.
- [9] Hao, X., Wen, S., Li, K., Wu, J., Wu, H. and Hao, Y. (2023) Environmental Governance, Executive Incentive, and Enterprise Performance: Evidence from Chinese Mineral Enterprises. *Resources Policy*, **85**, Article ID: 103858. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103858>
- [10] 徐丹丹, 李向亮, 王婕. 非国有股东治理能促进国有企业绿色技术创新吗?——基于混合所有制改革的实证研究[J]. 管理评论, 2023, 35(9): 102-115.
- [11] 胡宗义, 周积琨, 李毅. “双循环”背景下企业海外关联行为与绿色技术创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(5): 16-26.
- [12] 吴卫红, 蔡海波, 冯兴奎, 张爱美. 企业绿色技术创新的同群效应及诱发机理[J]. 科技管理研究, 2022, 42(16): 197-203.
- [13] 刘凤英. 企业绿色技术创新的同群效应及影响机制研究[J]. 财会通讯, 2025(1): 64-68.
- [14] 王旭, 褚旭. 制造业企业绿色技术创新的同群效应研究——基于多层次情境的参照作用[J]. 南开管理评论, 2022, 25(2): 68-81.
- [15] 王辉, 冯峥, 袁礼, 林伟芬. 公共科研机构绿色研发介入与企业绿色创新——基于环境外部性视角[J]. 中国工业经济, 2024(9): 81-99.
- [16] 唐亮, 姜海锋, 郑军, 张蕊, 熊鹭莎. 生态法治建设如何引领绿色发展转型: 新《环保法》实施对企业绿色技术创新的影响[J]. 中国软科学, 2023(8): 43-53.
- [17] 周肖肖, 贾梦雨, 赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济, 2023(6): 43-61.
- [18] 游达明, 李琳娜. 环境规制强度、前沿技术差距与企业绿色技术创新[J]. 软科学, 2022, 36(8): 108-114.
- [19] 王艳, 于立宏. 环境规制工具对企业绿色技术创新偏好的影响研究[J]. 管理评论, 2023, 35(2): 156-170.
- [20] 王翔翔, 刘瀑. 城市发展转型提升创新水平吗?——来自国家创新型城市试点的证据[J]. 经济经纬, 2023, 40(2): 34-44.
- [21] Zhou, Y. and Li, S. (2021) Can the Innovative-City-Pilot Policy Promote Urban Innovation? An Empirical Analysis from China. *Journal of Urban Affairs*, **45**, 1679-1697. <https://doi.org/10.1080/07352166.2021.1969243>
- [22] 聂长飞, 冯苑, 张东. 创新型城市建设提高中国经济增长质量了吗[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(10): 1-14.
- [23] 常哲仁, 韩峰, 钟李隽仁. 创新试点政策能够提高城市经济韧性吗?——来自准自然实验的证据[J]. 经济问题, 2023(4): 105-112.
- [24] 杨仁发, 李自鑫. 创新型城市试点政策能够促进共同富裕吗? [J]. 财经研究, 2023, 49(8): 19-33.
- [25] 冉启英, 王健龙, 杨小东, 王伟龙. 创新型城市建设的减霾效应评估——来自试点城市的证据[J]. 南京财经大学学报, 2022(2): 66-75.
- [26] 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.
- [27] 韩国高, 刘田广, 郭晓杰, 郭思瑶. 创新型城市试点政策能有效驱动企业数字化转型吗? [J]. 产业经济研究, 2023(5): 15-29, 71.
- [28] Yang, Z. and Shi, D. (2022) Towards Carbon Neutrality: The Impact of Innovative City Pilot Policy on Corporate Carbon Intensity in China. *Climate Policy*, **23**, 975-988. <https://doi.org/10.1080/14693062.2022.2124224>
- [29] 刘春林, 田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 中国工业经济, 2021(3): 156-173.
- [30] Aghion, P., Askenazy, P., Berman, N., Cetto, G. and Eymard, L. (2012) Credit Constraints and the Cyclicity of R&D Investment: Evidence from France. *Journal of the European Economic Association*, **10**, 1001-1024. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2012.01093.x>
- [31] 周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 94-108.
- [32] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 178-196.
- [33] Johnstone, N., Haščič, I. and Popp, D. (2009) Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based

-
- on Patent Counts. *Environmental and Resource Economics*, **45**, 133-155. <https://doi.org/10.1007/s10640-009-9309-1>
- [34] Huang, Z., Liao, G. and Li, Z. (2019) Loaning Scale and Government Subsidy for Promoting Green Innovation. *Technological Forecasting and Social Change*, **144**, 148-156. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2019.04.023>
- [35] 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.
- [36] 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.
- [37] 张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 4-17, 33.
- [38] 蔡卫星, 倪晓然, 赵盼, 杨亭亭. 企业集团对创新产出的影响: 来自制造业上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2019(1): 137-155.
- [39] 余泳泽, 张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 中国工业经济, 2017(6): 98-116.
- [40] 金刚, 沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 43-55.