

DOI:10.19322/j.cnki.issn.1006-4710.2025.03.006

<https://xuebao.xaut.edu.cn>

引文格式:周卓凡,唐亮,赵恒凯.循“废”启“新”:“无废城市”试点政策对企业绿色技术创新的影响及作用机制研究[J].西安理工大学学报,2025,41(3):359-369.

ZHOU Zhuofan, TANG Liang, ZHAO Hengkai. Following the “waste” to “new”: study on the impact of the pilot policy of “waste-free city” on enterprises’ green technological innovation and its mechanism of action[J]. Journal of Xi'an University of Technology, 2025, 41(3): 359-369.

循“废”启“新”:“无废城市”试点政策对企业绿色技术创新的影响及作用机制研究

周卓凡, 唐 亮, 赵恒凯

(阜阳师范大学 商学院, 安徽 阜阳 236037)

摘要:“双碳”战略目标持续纵深的背景下,“无废城市”试点政策如何推进企业绿色技术创新是当前重点关注的问题。基于2014—2022年沪深A股上市企业数据,构建双重差分模型(DID)深入考察“无废城市”试点政策对企业绿色技术创新的影响及作用机理。研究发现,“无废城市”试点政策显著提高了试点地区企业绿色技术创新水平,该结论经过系列稳健性检验后依然成立。机制检验表明,这得益于外部债务融资成本的提高以及内部研发投入的加大。异质性分析发现,试点政策的绿色效应在弱环境规制下的企业、低固体废物利用率下的企业、非资源型城市内企业、污染程度较高和国有性质的企业中更为显著。拓展性分析发现,试点政策能够驱动企业绿色技术创新“量质齐升”,且对邻接城市的企业产生了显著的绿色溢出效应。据此,提出相应建议,对政策实施效果及企业绿色转型具有一定的实践价值。

关键词:“无废城市”;绿色技术创新;债务融资成本;研发投入;溢出效应

中图分类号: F832

文献标志码: A

文章编号: 1006-4710(2025)03-0359-11

Following the “waste” to “new”: study on the impact of the pilot policy of “waste-free city” on enterprises’ green technological innovation and its mechanism of action

ZHOU Zhuofan, TANG Liang, ZHAO Hengkai

(School of Business, Fuyang Normal University, Fuyang 236037, China)

Abstract: Against the backdrop of the continuing deepening of the “dual-carbon” strategic goal, the question for how the pilot policy of “waste-free city” can promote green technological innovation in enterprises is currently a key concern. Based on the data of A-share listed enterprises in Shanghai and Shenzhen from 2014 to 2022, a difference-in-differences (DID) model is constructed to investigate the impact of the pilot policy of “waste-free city” on enterprises’ green technology innovation and its mechanism. It is found that the pilot policy of “waste-free city” significantly improves the level of green technology innovation of enterprises in the pilot area, and that the conclusion still holds after a series of robustness tests. Mechanism tests suggest that this is due to higher costs of external debt financing as well as higher internal investment in R&D. Heterogeneity analysis found that the greening effect of the pilot policy was more pronounced among

收稿日期: 2024-11-11; 网络首发日期: 2025-05-30

网络首发地址: <https://link.cnki.net/urlid/61.1294.n.20250529.1533.002>

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目(23YJC790120);安徽省研究生质量工程项目(2024xscx129)

第一作者: 周卓凡,男,硕士生,研究方向为企业绿色创新与公司治理。E-mail: zhuofanzhou1116@163.com

通信作者: 唐亮,男,博士,副教授,硕导,研究方向为企业社会责任与绿色创新。E-mail: tangliang99@sohu.com

firms with weak environmental regulatory, firms located in low solid waste utilization environments, firms in non-resource cities, firms with higher levels of pollution, and firms that were state-owned in nature. An extended analysis found that the pilot policies were able to drive “quantitative and qualitative increases” in enterprises’ green technological innovation and had significant green spillover effects on enterprises in neighboring cities. Accordingly, corresponding recommendations are made, which have certain practical value for the effect of policy implementation as well as the green transformation of enterprises.

Key words: “waste-free city”; green technology innovation; debt financing costs; R&D investment; overflow effect

我国的经济的发展取得了举世瞩目的成就,但因前期粗放发展导致的固体废物污染防治压力也与日俱增,严重阻碍了资源节约和环境保护发展格局的构建。尽管我国在平衡经济稳步增长和生态环境治理中取得了一定成效,但环境的根源性污染问题尚未得到有效纾解,彻底突破生态治理难关、实现全社会经济高质量发展任重而道远。绿色技术创新兼具环境保护与经济发展双重内涵,已成为我国迈向经济高质量发展的基本基调。然而,囿于绿色技术创新投资周期长、成果转换难等显性特征,借助外部政策精准提振绿色创新能力是纵深可持续性发展亟需解决的重要课题之一。

2018 年 12 月,国务院办公厅印发《“无废城市”建设试点工作方案》,对“无废城市”理念做出了详细界定,旨在“最终实现整个城市固体废物产生量最小、资源化利用充分、处置安全的目标”。次年 5 月,生态环境部确定“11+5”个城市作为首批建设试点;2022 年,在《“十四五”时期“无废城市”建设工作方案》的基础上,筛选出 113 个城市和 8 个参照地区,至此,“无废城市”建设向全国推进。自“无废城市”试点政策实施以来,其展现出强有力的环境治理效益,截至 2021 年 10 月,深圳生活垃圾分类回收利用率达 50.5%,在全国 46 个重点城市中名列前茅^[1]。各试点地区响应政策号召,积极推进“无废”治理,着力打造“无废”氛围。

目前,关于“无废城市”试点政策的研究可分为定性和定量两种,定性研究较为丰富,学者们以具体试点地区为依托,考察该政策的实施效果及提升路径^[1-2],或以多维视角对“无废城市”建设进行探讨^[3-4];在定量研究中,马冉等^[5]基于“无废城市”试点深入探究了政策模糊性对治理绩效的影响;陈煦江等^[6]发现,政府环境关注度能够在试点政策驱动绿色创新中发挥中介作用。

技术创新是解决固体废物问题的基础和关键^[7]。企业作为市场经济的主要责任单元,提高其绿色技术创新水平是经济社会高质量发展的题中之

义。已有研究表明,企业绿色技术创新的影响因素可归为三类:宏观环境规制政策、中观市场和微观企业。1) 宏观环境规制政策:现有结论尚未形成定论,主要观点有促进关系,如碳排放权交易试点^[8]、环境保护税^[9]能显著促进企业绿色技术创新;抑制关系,如邓沛琦^[10]以排污费标准改革为载体,发现环境规制会降低企业研发创新;非线性关系,如环境规制强度与工业企业绿色技术创新呈“U 形”关系^[11]。2) 中观市场:主要聚焦于利率市场化^[12]、数据要素市场化^[13]对企业绿色技术创新的影响。3) 微观企业:股权集中度^[14]、连锁董事绿色经历^[15]等为企业绿色技术创新提供了崭新的研究视角。

梳理文献可知,学者们从不同角度考察了企业绿色技术创新的影响因素,同时就“无废城市”试点政策的实施进行了深入探讨,但是该政策作为一项外生环境规制工具,其对企业绿色技术创新的影响研究仍较为缺乏。在资源匮乏日趋严峻兼生态法制建设持续推进的背景下,“无废城市”试点政策是否能驱动企业绿色技术创新?其作用机制又是如何?试点政策对邻接城市企业绿色技术创新是否会产生溢出效应?

鉴于此,本文以 2014—2022 年沪深 A 股上市公司为研究样本,实证检验了“无废城市”与企业绿色技术创新之间的关系。其边际贡献在于:1) 从企业微观视角出发,更好地解释了“无废城市”政策的执行逻辑,拓展了政策的绿色效应;2) 通过构建“宏观政策—内生动力/外部驱动—微观绿色效应”传递链条,进一步揭示了环境规制对企业绿色技术创新的内在影响机制;3) 基于溢出效应视角,有助于理解“无废城市”促进企业绿色创新的实施效果及经济后果,也为试点政策的推广提供了参考。

1 理论分析和研究假设

波特假说指出,适当的环境规制能够倒逼企业开展绿色创新活动。本文认为“无废城市”试点政策通过两种路径驱动企业绿色技术创新:1) 从外部视

角出发,以约束措施为“增压器”,由债务融资成本压力引发“倒逼”效应;2)内部视角下,以激励措施为契机,战略主动进行研发投入,进而提升绿色技术创新水平。二者内外联动,共同推动企业绿色技术创新水平提升,持续助力企业高质量发展。

“无废城市”试点政策的实施使得试点地区内企业的污染行为得到进一步监督,加剧了企业面临的环境处罚风险。不仅如此,若上市企业因环境违法行为遭受处罚,则会造成严重的“声誉危机”。债务融资是企业主要的资金来源之一,由信号传递理论可知,环境处罚风险和潜在“声誉危机”的提升会降低利益相关者(如银行等金融机构)对公司未来发展前景的预期,从而对企业外部融资尤其是债务融资造成阻碍。当企业面临较高的债务融资成本时,会对成本进行效益分析,而绿色技术创新能在降低企业成本的同时,进一步提升企业的声誉和业绩,进而降低外部融资难度^[16]。因此,“无废城市”试点政策实施后,由于“倒逼”效应的存在,企业为保证资金链完整、维护市场竞争地位,将开展绿色创新活动,以此来突破债务融资约束困境。

面对环境规制政策,企业股东为降低环境违规的潜在风险有动机开展绿色技术研发^[17],而绿色研发投入无疑是驱动企业绿色技术创新发展的根本动力^[18]。首先,“无废城市”试点政策实施以来,地方政府采取了包括税收优惠、绿色信贷在内的激励措施。对于积极开展清洁制造的企业而言,系列激励措施保证了研发投入的资金来源,使有限的资源最大限度地流向绿色生产,从而促进了企业的绿色转型。其次,从市场角度来看,试点政策实施后,公众的环境意识将进一步提升,对绿色产品的需求会不断增加。由熊彼特的创新理论可知,上市企业为维持市场份额、抢占发展先机,将持续进行研发投入,并开发符合市场需求的绿色创新技术和产品,最终实现差异化竞争。最后,“无废城市”试点政策的执行会促使企业进行固废处理、清洁生产和资源循环治理等研发活动,而进行研发活动势必要进一步加大研发投入以保证企业绿色技术创新的成果转化与应用。除此之外,增加研发投入还会吸引创新型、多元化人才,而在此过程中形成的技术、人力资本等无形资产又能与企业的生产相结合,从而促进企业绿色生产的规模化^[19],由此形成良性循环,扩大绿色发展优势。据此,提出假设 H₁、H_{2a}和 H_{2b}:

H₁:“无废城市”试点政策能够显著提升企业绿色技术创新水平。

H_{2a}:“无废城市”试点政策能够通过提高债务融

资成本,倒逼企业开展绿色技术创新活动。

H_{2b}:“无废城市”试点政策能够通过加大研发投入,以战略主动推进企业绿色技术创新水平。

综上,“无废城市”试点政策、债务融资成本、研发投入与企业绿色技术创新之间的理论逻辑框架,如图1所示。

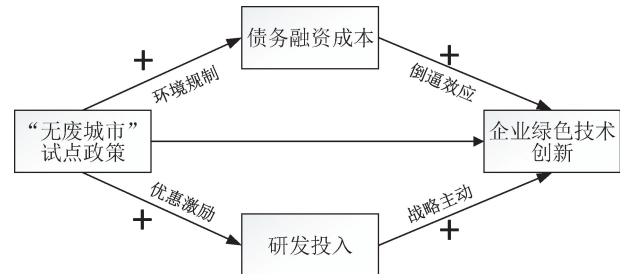


图1 理论逻辑框架

Fig. 1 Theoretical logical framework

2 研究设计

2.1 模型构建

为深入探讨“无废城市”试点政策实施产生的绿色效应,构建 DID 模型:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{i,t} * P_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: $Y_{i,t}$ 为被解释变量,表示企业 i 在第 t 年的绿色技术创新水平;核心解释变量 $T_{i,t} * P_{i,t}$ 表示“无废城市”试点政策组别虚拟变量与实施时间虚拟变量的交乘项; $X_{i,t}$ 为本文控制变量; μ_i 为企业固定效应; γ_t 为年份固定效应; $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; α_0 为截距项; α_1 为“无废城市”试点政策实施前后,相较于非试点城市,试点城市企业所产生的绿色净效应。

进一步,借鉴温忠麟等^[20]的研究,构建中介模型来验证上述假说:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 T_{i,t} * P_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Y_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 T_{i,t} * P_{i,t} + \gamma_2 M_{i,t} + \gamma_3 X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中: $M_{i,t}$ 为中介变量,分别指债务融资成本和研发投入两个中介变量。若 β_1 、 γ_2 均显著, γ_1 不显著,则说明该中介变量发挥完全中介作用;若 β_1 、 γ_2 均显著, γ_1 显著且小于 α_1 ,则说明该中介变量发挥部分中介作用。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

专利申请量受外部因素影响较小,能够较好地反映企业创新能力^[21]。因此,借鉴唐亮等^[22]的研

究,采用企业年绿色专利申请量来衡量绿色技术创新数量(G)。拓展研究中,企业绿色技术创新“质”的维度(I)采用审查更为严格的绿色发明专利申请数量来衡量。上述所有专利数据均进行加 1 后的对数化处理。

2.2.2 解释变量

核心解释变量为“无废城市”试点政策的组别虚拟变量与实施时间虚拟变量的交乘项($T * P$)。1) 组别虚拟变量(T)。本文以首批试点城市为研究对象,对于“无废试点”政策参照执行的 5 个地区,借鉴石大千等^[23]的做法,若试点地区为城市内某个县(区),则予以剔除,如南平市光泽县。将试点城市内企业定义为处理组, T 取 1,其余企业为控制组, T 取 0。2) 实施时间虚拟变量(P)。研究期间内“无废城市”试点政策实施当年及以后年份(2019—2022

年) P 取 1,政策实施之前(2014—2018 年) P 取 0。

2.2.3 中介变量

借鉴郑军等^[24]的研究,中介变量债务融资成本(C)采用上市企业财务费用占期末总负债的比重来衡量;研发投入(R)采用上市企业研发支出占当期总资产的比重来表征。

2.2.4 控制变量

为确保实证结果的准确性,设置控制变量如下:企业规模(S)、资产负债率(L)、总资产净利润率(O)、现金流比率(A)、固定资产比例(F)、公司成立年限(M)、第一大股东持股比例(K)、独立董事比例(N)和两职合一(D)。宏观层面的控制变量包括:产业结构(U)、经济发展水平(B)和外商投资程度(H)。变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义
Tab. 1 Variable definition

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色技术创新数量	G	企业每年绿色专利申请数量加 1 取对数
	绿色技术创新质量	I	企业每年绿色发明型专利申请数量加 1 取对数
解释变量	“无废城市”试点政策实施效应	$T * P$	试点政策实施虚拟变量与实施时间虚拟变量的交乘项
中介变量	债务融资成本	C	上市企业财务费用占期末总负债的比重
	研发投入	R	上市企业研发支出占当期总资产的比重
控制变量	企业规模	S	企业年末总资本的对数
	资产负债率	L	年末总负债与年末总资产的比值
	总资产净利润率	O	净利润与总资产平均余额的比值
	现金流比率	A	经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值
	固定资产比例	F	固定资产净额与总资产的比值
	公司成立年限	M	公司成立时长加 1 的对数
	第一大股东持股比例	K	第一大股东持股数量与总股数的比值
	独立董事比例	N	独立董事与董事人数的比值
	两职合一	D	董事长与总经理是同一人为 1,否则为 0
	产业结构	U	第二产业增加值占 GDP 的比重
	经济发展水平	B	地区生产总值的对数值
	外商投资程度	H	外商投资企业数

2.3 样本选择与数据来源

选取 2014—2022 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本,并做如下筛选:1) 由于绿色创新活动多集聚于制造业企业,因此剔除非制造业上市企业样本;2) 剔除金融类企业样本;3) 剔除 ST、PT 企业样本;4) 剔除数据有严重缺失的样本。为避免异常

值对实证结果造成影响,对所涉及的连续变量做上下 1% 的缩尾处理。企业专利数据来源于中华人民共和国国家知识产权局,企业财务数据来源于国泰安数据库。由变量描述性统计(表 2)可知,不论是“数量”维度还是“质量”维度,上市企业绿色技术创新水平的差异均较为显著。

表2 描述性统计结果

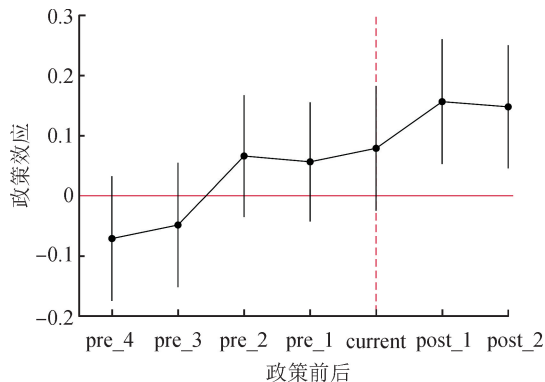
Tab.2 Results by descriptive statistical

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>G</i>	0.399	0.805	0.000	3.784
<i>I</i>	0.263	0.641	0.000	3.332
<i>T * P</i>	0.059	0.236	0.000	1.000
<i>C</i>	0.005	0.031	-0.155	0.063
<i>R</i>	0.026	0.018	0.001	0.101
<i>S</i>	22.120	1.155	19.990	25.700
<i>L</i>	0.394	0.189	0.061	0.896
<i>O</i>	0.042	0.069	-0.241	0.232
<i>A</i>	0.051	0.066	-0.142	0.248
<i>F</i>	0.214	0.129	0.014	0.610
<i>M</i>	2.960	0.287	2.197	3.555
<i>K</i>	32.550	13.820	8.774	70.220
<i>N</i>	37.810	5.400	33.330	57.140
<i>D</i>	0.324	0.468	0.000	1.000
<i>U</i>	40.330	10.200	15.870	60.480
<i>B</i>	18.190	1.072	15.510	19.920
<i>H</i>	5.213	1.693	1.099	7.976

3 实证结果

3.1 平行趋势检验

双重差分法(DID)成立的前提是满足平行趋势假设,这里指“无废城市”试点政策执行之前,处理组与对照组的企业绿色技术创新水平保持相同的发展趋势,无显著差异。为验证上述假设,设置政策实施前后的虚拟变量,并将其与 T 进行交乘后纳入回归模型。结果表明(图2),政策实施前估计系数的置信区间均包含零点,表明处理组与对照组之间的绿色技术创新无显著差异,通过平行趋势检验。值得注意的是,政策实施后的第一年估计系数就开始显著,表明政策效应初步得到验证且态势向好。



注:竖向短实线为95%水平下的置信区间;pre_1~pre_4为政策实施前1~4年;current为政策当年;post_1~post_2为政策实施后1~2年。

图2 平行趋势检验

Fig.2 Parallel trend test

3.2 基准回归

表3为“无废城市”试点政策驱动企业绿色技术创新的实证结果,列(1)交互项估计系数为0.142且在1%的水平上显著;列(2)、(3)分别将控制变量、企业和年份固定效应纳入回归模型,结果仍通过显著性检验。这说明“无废城市”试点政策能够通过约束激励手段,充分发挥其政策优势,显著促进企业绿色技术创新,故 H_1 得证。

表3 基准回归结果

Tab.3 Results from baseline regressions

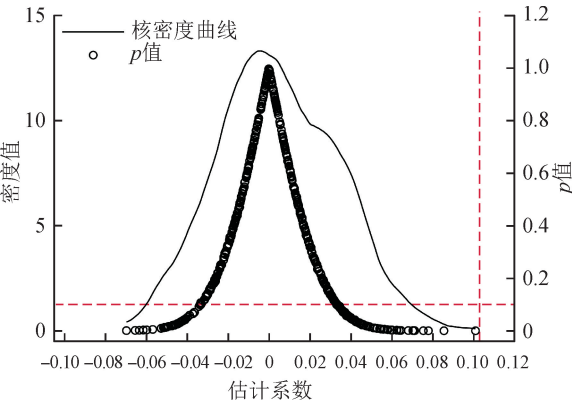
变量	<i>G</i>		
	(1)	(2)	(3)
$T * P$	0.142*** (6.438)	0.141*** (6.170)	0.103*** (4.103)
<i>S</i>		0.128*** (14.513)	0.059*** (4.521)
<i>L</i>		0.146*** (3.419)	0.043 (0.868)
<i>O</i>		0.124 (1.493)	0.118 (1.362)
<i>A</i>		-0.022 (-0.289)	-0.089 (-1.112)
<i>F</i>		-0.163*** (-2.794)	-0.048 (-0.682)
<i>M</i>		-0.233*** (-7.152)	-0.021 (-0.175)
<i>K</i>		-0.000 (-0.732)	-0.001 (-1.132)
<i>N</i>		0.001 (1.217)	0.001 (1.124)
<i>D</i>		-0.013 (-0.978)	-0.010 (-0.731)
<i>U</i>		0.000 (0.010)	0.001 (0.777)
<i>B</i>		0.016 (0.847)	-0.097*** (-2.598)
<i>H</i>		0.009 (0.728)	0.058** (2.203)
常数项	0.378*** (28.960)	-2.160*** (-6.401)	0.482 (0.687)
样本量	15,969	15,969	15,969
R^2	0.002	0.004	0.014
年份固定效应	否	否	是
企业固定效应	否	否	是

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内数值为 t 值。下同。

3.3 稳健性检验

3.3.1 安慰剂检验

1) 个体安慰剂。在样本中抽取与原处理组数量相同的企业作为“伪处理组”,生成“伪政策实施变量”进行回归,并重复操作 500 次。检验结果如图 3 所示,结果稳健可靠。



注:水平红色虚线代表 10%显著性水平;垂直红色虚线代表真实基准回归系数。

图 3 个体安慰剂检验结果

Fig. 3 Results by individual placebo test

2) 时间安慰剂。将“无废城市”试点政策实施时间提前 3 年,同时进一步筛选样本,仅保留不存在“无废城市”试点政策的 2014—2018 年为样本区间(实际试

点时间为 2019 年)。若交互项系数不显著,则可以排除其他因素的干扰。结果如表 4 列(1)所示,双重差分交互项的估计系数不显著,表明实证结果可靠。

3.3.2 倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)

为解决因样本选择而导致的内生性问题,采用倾向得分匹配(PSM)法对样本进行处理,并在此基础上运用双重差分模型(DID)进行回归(基于 Logit 模型,以基准回归的控制变量为协变量,用最近邻匹配法进行匹配)。PSM-DID 回归结果如表 4 列(2)所示,交互项系数显著为正,与基准回归结果一致。

3.3.3 其他稳健性检验

1) 替换被解释变量。采用上市企业绿色专利申请数量占比作为替代指标进行稳健性检验;进一步,按照专利种类划分,采用绿色实用新型专利申请量来衡量企业绿色创新数量。2) 滞后控制变量。在原有回归模型的基础上,增加滞后一期的控制变量。3) 排除政策干扰。构建绿色金融改革创新试验区双重差分项($T_1 * P_1$),将其与原解释变量一同进行回归。4) 更换计量模型。样本中很多企业绿色技术创新的代理变量为 0,本文采用混合 Tobit 作为替代模型进行回归分析。结果如表 4 列(3)~(7)所示,解释变量系数均显著为正,再次验证了实证结果的稳健性。

表 4 稳健性检验
Tab. 4 Robustness tests

变量	G						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	时间安慰剂检验	PSM-DID	替换被解释变量(专利占比)	替换被解释变量(实用新型)	增加滞后一期控制变量	排除其他政策干扰	更换计量模型
$T * P$	0.038 (1.153)	0.105*** (4.173)	0.009* (1.933)	0.067*** (3.377)	0.106*** (3.615)	0.085*** (3.283)	0.628*** (7.109)
$T_1 * P_1$						0.060*** (3.176)	
常数项	-0.169 (-0.101)	0.484 (0.687)	0.249* (1.855)	0.631 (1.141)	1.032 (1.168)	0.700 (0.992)	-16.698*** (-16.965)
样本量	7,639	15,954	15,969	15,969	12,871	15,969	15,969
R^2	0.007	0.014	0.003	0.010	0.017	0.015	0.057
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	否

3.4 中介效应检验

1) 外部视角下的债务融资成本中介效应。由

表 5 列(1)可知,交互项系数在 5%的水平上显著为正(0.003),表明“无废城市”试点政策的实施加剧了外部

融资约束,增加了上市企业的债务融资成本;进一步,将债务融资成本和核心解释变量共同纳入模型与企业绿色技术创新进行回归(见表5列(2)),其交互项系数仍显著为正且小于基准回归系数,中介变量系数在5%的水平上显著为正,同时通过Sobel检验。由此可知,债务融资成本在试点政策驱动企业绿色技术创新过程中发挥着部分中介作用,故 H_{2a} 成立。

2) 内部视角下的研发投入中介效应。由表5列(3)可知,交互项系数通过了显著性检验,列(4)将研发投入这一中介变量和核心解释变量共同纳入模型与被解释变量进行回归,其交互项系数通过显著性检验且小于基准回归系数,中介变量在1%的水平上显著为正,同时通过Sobel检验。这表明“无废城市”试点政策能够通过加大研发投入来提高企业绿色技术创新水平,故 H_{2b} 成立。

表5 中介效应检验结果
Tab. 5 Results by mediation effect test

变量	中介效应			
	C	G	R	G
	(1)	(2)	(3)	(4)
$T * P$	0.003** (2.372)	0.102*** (4.028)	0.001** (2.112)	0.100*** (3.905)
C		0.458** (2.304)		
R				2.579*** (4.712)
常数项	-0.139*** (-4.447)	0.553 (0.781)	0.067*** (5.690)	0.281 (0.384)
样本量	15,688	15,688	15,540	15,540
R^2	0.164	0.015	0.093	0.016
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
Sobel		0.001*		0.002*

3.5 异质性分析

1) 环境规制力度。企业所处地区的环境规制强度不同,“无废城市”试点政策产生的绿色效应也会有所差异。参考刘畅等^[25]的研究,采用上市企业所在地区当年废气废水污染治理的投入金额占该年工业产值的比重来衡量环境规制强度,并以省份-年份中位数为阈值将上市企业所在地区划分为强环境规制地区和弱环境规制地区。分组回归结果如表6列(1)~(2)所示,即地区环境规制强度较低时,试点

政策能够显著促进企业绿色技术创新的提升。近些年,我国在生态环境治理中不断探索,制定出了包含市场型和命令型在内的多种环境规制政策。这就意味着在环境规制较强的地区,前期为应对各种规制政策,企业在绿色转型活动中已经投入了大量资源,因此对“无废城市”这项新政策的响应缺乏敏感性,绿色技术创新的边际效应较小。

2) 固体废物利用率。“无废城市”试点政策旨在实现整个城市固体废物产生量最小及资源化利用充分等战略目标。可以猜想,对于固体废物利用率不同的城市,试点政策所展现出的绿色创新效应有所不同。因此,以固体废物利用率的城市-年份中位数为阈值,将上市企业所在地区划分为高固体废物利用率地区和低固体废物利用率地区。分组回归结果如表6列(3)~(4)所示,即地区固体废物利用率较低时,试点政策的绿色创新效应更为显著。可能的原因是,在面临更为严格的专项政策时,管理部门会对固体废物利用率较低地区加大生态治理力度,而环境治理压力将倒逼区域产业结构升级,进而提升企业绿色创新效率。

3) 城市资源分类。结合试点的政策内涵要求,依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将上市企业所在地区划分为资源型城市和非资源型城市。分组结果如表6列(5)~(6)所示,即试点政策对非资源型城市企业绿色创新的提升更为显著。资源型城市因长期积累而形成“路径依赖”,而非资源城市无需背负“资源诅咒”,能够将现行城市禀赋与政策有机结合,通过借助人工智能、轻资产等渠道加快绿色创新进程。

4) 行业污染程度。“无废城市”试点政策对企业绿色转型的促进作用受企业所处行业的影响。借鉴潘爱玲等^[26]的研究,将上市企业划分为重污染行业和非重污染行业进行分组回归。回归结果如表6列(7)~(8)所示,即相较于非重污染行业,重污染行业企业对“无废城市”试点政策的绿色转型效应更敏感。重污染行业由于其能源消耗大、废物产量高等特点,在外部压力的作用下,难以再获得地方政府为发展经济而提供的环境庇护^[27],因此面临着更高的环境监管成本和债务融资成本,同时当重污染企业意识到这种规制是“非短期阵痛”时,为维持企业长期经营,企业将进行绿色技术创新,加快绿色转型步伐。

5) 企业所有权。国有企业与非国有企业之间的差异,即企业所有权差异对试点政策驱动企业绿色技术创新有所影响。基于此,根据股权性质将样本划分为国有企业和非国有企业,并纳入模型进行分组回

归,结果如表 6 列(9)~(10)所示,即“无废城市”试点政策对国有企业绿色技术创新水平的提升更为显著。一方面,国有企业承担着更多的社会责任,具有市场维稳这一重要功能,在试点政策的冲击下,国有企业进行绿

色技术创新将更具广度和深度;另一方面,从市场角度来看,当“无废城市”试点政策执行时,具有一定绿色技术水平的国有企业将参与到此类环境规制政策的制定中,发挥自身在市场中的先进性。

表 6 异质性分析结果
Tab. 6 Results by heterogeneity analysis

变量	G									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	强环境 规制	弱环境 规制	高固废 利用率	低固废 利用率	资源型 城市	非资源 型城市	重污染 行业	非重污 染行业	国有 企业	非国有 企业
$T * P$	0.038 (0.619)	0.105*** (3.449)	0.056 (1.137)	0.078** (2.187)	-0.025 (-0.306)	0.116*** (4.354)	0.152** (2.565)	0.093*** (3.313)	0.319*** (4.686)	0.059** (2.135)
常数项	0.106 (0.092)	-0.809 (-0.749)	0.839 (0.859)	2.373* (1.905)	0.230 (0.131)	0.496 (0.602)	1.508 (1.107)	-0.142 (-0.170)	4.313*** (2.729)	-1.046 (-1.258)
样本量	6,160	9,809	9,819	6,150	1,950	14,019	4,194	11,775	4,238	11,731
R^2	0.018	0.015	0.010	0.017	0.028	0.014	0.018	0.015	0.027	0.015
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是

4 拓展性分析

4.1 “无废城市”试点政策是否能驱动企业绿色技术创新“量质齐升”

创新的数量与质量是一个问题的两个方面,只有二者并进,才能有效提升企业核心竞争力。梳理现有研究发现,“节能减排财政政策综合示范城市”^[28]以及“智慧城市”^[29]等试点建设均能提升绿色技术创新的数量和质量。前文已从企业绿色技术

创新“量”的维度深入探讨了“无废城市”试点政策的绿色效应,那该试点政策是否对绿色技术创新的“质”同样具有促进作用?对此,本文采用审查更为严格、更具含金量的绿色发明专利申请来衡量企业绿色技术创新质量,同时采用绿色发明专利申请占比进行稳健性检验。回归结果如表 7 所示,解释变量系数均通过显著性检验,这充分表明“无废城市”试点政策能够促进企业绿色技术创新“量质齐升”。

表 7 企业绿色技术创新“质”的分析结果
Tab. 7 Results from analyzing the “qualitative” dimension of enterprises’ green technology innovation

变量	I					
	基准回归			稳健性检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$T * P$	0.084*** (4.724)	0.079*** (4.278)	0.061*** (2.974)	0.007*** (2.637)	0.006** (2.138)	0.006* (1.856)
常数项	0.248*** (24.064)	-1.856*** (-6.871)	0.025 (0.044)	0.022*** (20.772)	-0.089** (-2.491)	0.001 (0.010)
样本量	15,969	15,969	15,969	15,969	15,969	15,969
R^2	0.001	0.003	0.010	0.001	0.001	0.002
控制变量	否	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	否	否	是
企业固定效应	否	否	是	否	否	是

4.2 试点政策实施对邻接城市企业绿色技术创新的溢出效应

为考察“无废城市”试点政策是否能对邻接城市的企业绿色技术创新产生溢出效应,构建 DID 模型:

$$Y_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 T_{n,i,t} * P_{n,i,t} + \delta_2 X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,若上市企业所在城市的邻接城市被选为试点城市,则该企业被定义为处理组, T_n 取1,反之为控制组, T_n 取0;2019年及以后, P_n 取1,2019年以前, P_n 取0; $T_n * P_n$ 表征上市企业*i*所处城市在第*t*年是否邻接已被选为试点的城市; δ_1 为核心解释系数,主要考察“无废城市”试点政策对邻接城市企业绿色技术创新的溢出效应。同时,借鉴相关文献^[30],剔除试点地区内的企业样本,以保证溢出效应分析的净效应。

实证结果如表8所示,列(1)、(2)分别从“量”与“质”两个维度考察了试点政策驱动企业绿色技术创新的溢出效应。其中 $T * P$ 系数显著为正,说明“无废城市”试点政策的设立能够同时推动试点地区以及毗邻地区的企业绿色技术创新的“量质齐升”。究其原因,一方面,市场竞争推动发展。“无废城市”试点政策的实施会加大试点地区企业融资约束难度,使得企业获取外部利益相关者(银行等金融机构)资源的压力加大。随着“双碳”目标的持续推进,“无废城市”试点必将进一步扩大,而非试点地区内企业为进一步保证其资源获取渠道、缓解市场竞争压力,必将采取更为积极的策略,如“防患于未然”,从而加大研发投入,提高企业绿色创新水平。另一方面,社会环保氛围优化。试点地区企业的绿色成果落地后,将产生显著的知识溢出效应,而非试点地区会通过学习、模仿加深技术扩散并共享技术创新成果。同时,试点政策的进一步纵深提高了全行业的生态环保理念与认知,营造了绿色技术创新的良好氛围。

表8 溢出效应分析结果
Tab. 8 Results by spillover effect analysis

变量	G (1)	I (2)
$T_n * P_n$	0.050** (2.282)	0.043** (2.460)
常数项	1.034 (1.402)	0.414 (0.696)
样本量	14,022	14,022
R^2	0.011	0.009
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是

5 结论与建议

5.1 结论

基于2014—2022年沪深A股上市企业数据,构建DID模型深入考察了“无废城市”试点政策对企业绿色技术创新的影响及其作用机理。结果发现,“无废城市”试点政策显著提高了试点地区企业绿色技术创新水平,且该结论经过系列稳健性检验后依然成立。机制检验表明,这得益于外部债务融资成本的提高以及内部研发投入的加大。异质性分析发现,试点政策的绿色效应在弱环境规制下的企业、低固体废物利用率下的企业、非资源型城市内企业、污染程度较高和国有性质的企业中更显著。拓展性分析发现,试点政策能够驱动企业绿色技术创新“量质齐升”,且对邻接城市的企业产生了显著的绿色溢出效应。

5.2 政策建议

1) 加快推进“无废城市”试点政策的全国推广,加速企业绿色转型。政府应强化顶层设计,提纲挈领地总结试点地区的成功经验并加以推广,并在实施过程中有的放矢,充分展示出政策效益。此外,应持续完善相关法律法规,对响应国家防污号召的企业给予政策倾斜,而对无视生态环境保护的主体通过“互联网+智慧化”系统加强监管,采取“激励+约束”的双重手段共同推进企业绿色转型。

2) 充分识别企业内外部环境,激发企业绿色创新热情。我国企业的绿色技术起步较晚,应加大对创新型、学科交叉型人才的培养,加大研发投入,加速固废处理、清洁生产和资源循环治理技术等创新成果的转化及落地。同时,进一步加大研发投入能够增强企业的绿色发展底蕴,减轻外部利益相关者的不信任程度,由此形成绿色循环发展。

3) 畅通试点政策溢出渠道,推动企业绿色创新“量质齐升”。各试点城市企业应加强合作,打破创新发展壁垒,确保绿色资源高效流通。未来,企业可根据自身发展阶段,充分利用溢出效应的有效信息适时优化绿色发展方向。同时,各地可结合当地产业结构和地区属性,走差异化路线,引导企业开展绿色活动,推动其绿色技术创新“量质齐升”。

参考文献:

- [1] 李水生. 深圳“无废城市”建设成效及“十四五”推进策略[J]. 环境保护, 2022, 50(23): 32-35.
LI Shuisheng. The effect of "Zero-waste City" construction and the promotion strategy in 14th Five-Year Plan period in Shenzhen[J]. Environmental Protec-

- tion, 2022, 50(23): 32-35.
- [2] 晏波. 上海市全域“无废城市”建设实践与探索[J]. 环境保护, 2023, 51(24): 27-30.
YAN Bo. Building Shanghai into a "Zero-waste City": practice and exploration[J]. Environmental Protection, 2023, 51(24): 27-30.
- [3] 孟凡永, 蒋蕾. 交互动态直觉模糊前景理论 VIKOR 法及在无废城市建设中应用[J]. 运筹与管理, 2023, 32(4): 47-52.
MENG Fanyong, JIANG Lei. Interactive dynamic intuitionistic fuzzy VIKOR method based on prospect theory and its application in Zero-waste City construction[J]. Operations Research and Management Science, 2023, 32(4): 47-52.
- [4] 钊晓东. 无废城市建设下危险废物风险法律规制论纲——“三维机理”阐释与“三元路径”探索[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2020, 49(3): 1-10.
DOU Xiaodong. Exploration of "Three-dimensional Mechanism and Ternary Path" for legal regulation on hazardous waste risk in the construction of waste-free cities[J]. Journal of Social Science of Hunan Normal University, 2020, 49(3): 1-10.
- [5] 马冉, 张泽庭, 孙兆辉. 政策模糊性会影响治理绩效吗?——基于“无废城市”试点政策的实证分析[J]. 甘肃行政学院学报, 2024(1): 64-75, 126-127.
MA Ran, ZHANG Zeting, SUN Zhaohui. Will policy ambiguity affect governance performance—empirical analysis based on the pilot policy of "Zero Waste City" [J]. Journal of Gansu Administration Institute, 2024 (1): 64-75, 126-127.
- [6] 陈煦江, 姜珊, 何凌霄. “无废城市”试点政策对企业绿色创新的影响[J]. 华东经济管理, 2024, 38(2): 42-52.
CHEN Xujiang, JIANG Shan, HE Lingxiao. The impact of pilot policies of "Zero-Waste City" on enterprise green innovation[J]. East China Economic Management, 2024, 38(2): 42-52.
- [7] 李金惠, 梁扬扬, 刘丽丽, 等. 以技术创新提高固体废物资源化利用水平 助力“无废城市”建设[J]. 环境保护, 2023, 51(24): 21-26.
LI Jinhui, LIANG Yangyang, LIU Lili, et al. Improving the level of solid waste utilization with technological innovation and contributing to the construction of "Zero-waste City" [J]. Environmental Protection, 2023, 51(24): 21-26.
- [8] 李露茜, 吴施, 田原. 碳排放权交易与企业绿色技术创新[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(6): 89-99.
LI Luxi, WU Shi, TIAN Yuan. Carbon emission trading and corporate green technology innovation [J]. Journal of Statistics and Information, 2024, 39(6): 89-99.
- [9] 陈国政, 林芳羽, 伏开宝. 双碳目标下环境保护税对企业绿色技术创新的影响研究——基于 A 股上市公司实证数据[J]. 上海经济研究, 2024(7): 95-104.
CHEN Guozheng, LIN Fangyu, FU Kaibao. Research on the impact of environmental protection tax on enterprises' green technology innovation under the double carbon goal—based on empirical data of A-share listed companies[J]. Shanghai Journal of Economics, 2024 (7): 95-104.
- [10] 邓沛琦. 排污费税标准改革与企业绿色技术创新——基于 2004~2017 年沪深 A 股上市工业企业的实证分析[J]. 税务与经济, 2022(6): 39-47.
DENG Peiqi. Pollution fee and tax standard reform and enterprise green technology innovation[J]. Taxation and Economy, 2022(6): 39-47.
- [11] 李新安. 环境规制、政府补贴与区域绿色技术创新[J]. 经济经纬, 2021, 38(3): 14-23.
LI Xin'an. Environmental regulation, government subsidies and regional green technology innovation[J]. Economic Survey, 2021, 38(3): 14-23.
- [12] 谢贤君, 郁俊莉, 丁晟, 等. 利率市场化对企业绿色技术创新质量与效率的影响及其作用机制 [J]. 科技管理研究, 2024, 44(6): 206-213.
XIE Xianjun, YU Junli, DING Sheng, et al. The impact and mechanism of interest rate marketization on the quality and efficiency of enterprise green technology innovation [J]. Science and Technology Management Research, 2024, 44(6): 206-213.
- [13] 周雪峰, 王大英. 数据要素市场化、数字化转型与企业绿色创新[J]. 商业研究, 2024(3): 32-40.
ZHOU Xuefeng, WANG Daying. Marketization of data elements, digital transformation, and green innovation of firms [J]. Commercial Research, 2024 (3): 32-40.
- [14] 吴树畅, 曲迪, 郭云, 等. 股权集中度、管理层持股与企业绿色技术创新[J]. 财务研究, 2023(6): 80-89.
WU Shuchang, QU Di, GUO Yun, et al. Ownership concentration, management shareholding and corporate green technology innovation [J]. Finance Research, 2023(6): 80-89.
- [15] 王分棉, 贺佳, 陈丽莉. 连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J]. 中国工业经济, 2023 (10): 155-173.
WANG Fenmian, HE Jia, CHEN Lili. Will interlocking directors with green experience promote quantity increase and quality improvement of enterprise green innovation[J]. China Industrial Economics, 2023(10): 155-173.
- [16] YU C H, WU X Q, ZHANG D Y, et al. Demand for green finance: resolving financing constraints on green innovation in China [J]. Energy Policy, 2021,

- 153; 112255.
- [17] 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.
WANG Xin, WANG Ying. Research on the green innovation promoted by green credit policies[J]. Journal of Management World, 2021, 37(6): 173-188.
- [18] 杜爽,曹效喜.企业数字化转型能否促进绿色创新——来自中国上市公司的证据[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023,23(4):56-71.
DU Shuang, CAO Xiaoxi. Does digital transformation promote green innovation? —Evidence from Chinese listed companies[J]. Journal of China University of Geosciences (Social Sciences Edition), 2023, 23(4): 56-71.
- [19] 张婕,陈思颖,王凯琪.水资源费改税对重污染企业绿色创新行为的影响研究[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25(5):110-124.
ZHANG Jie, CHEN Siying, WANG Kaiqi. Study on the impact of the transformation from water fee to tax on green innovation behavior of heavy polluting enterprises[J]. Journal of Hohai University: Philosophy and Social Sciences, 2023, 25(5): 110-124.
- [20] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004,36(5):614-620.
WEN Zhonglin, ZHANG Lei, HOU Jietai, et al. Testing and application of the mediating effects[J]. Acta Psychologica Sinica, 2004, 36(5): 614-620.
- [21] YANG Q Y, GAO D, SONG D Y, et al. Environmental regulation, pollution reduction and green innovation: the case of the Chinese water ecological civilization city pilot policy[J]. Economic Systems, 2021, 45(4): 100911.
- [22] 唐亮,姜海锋,郑军,等.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.
TANG Liang, JIANG Haifeng, ZHENG Jun, et al. How the ecological rule of law leads the green development transformation: impact of new environmental protection law on corporate green technology innovation[J]. China Soft Science, 2023(8): 43-53.
- [23] 石大千,丁海,卫平,等.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济,2018(6):117-135.
SHI Daqian, DING Hai, WEI Ping, et al. Can smart city construction reduce environmental pollution [J]. China Industrial Economics, 2018(6): 117-135.
- [24] 郑军,林钟高,彭琳.货币政策、内部控制质量与债务融资成本[J].当代财经,2013(9):118-128, F0003.
ZHENG Jun, LIN Zhonggao, PENG Lin. Monetary policy, internal quality control and cost of debt financing[J]. Contemporary Finance and Economics, 2013(9): 118-128, F0003.
- [25] 刘畅,潘慧峰,李珮,等.数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J].中国软科学,2023(4):121-129.
LIU Chang, PAN Huifeng, LI Pei, et al. Impact and mechanism of digital transformation on the green innovation efficiency of manufacturing enterprises in China [J]. China Soft Science, 2023(4): 121-129.
- [26] 潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].中国工业经济,2019(2):174-192.
PAN Ailing, LIU Xin, QIU Jinlong, et al. Can green M&A of heavy polluting enterprises achieve substantial transformation under the pressure of media [J]. China Industrial Economics, 2019(2): 174-192.
- [27] 徐洁,李琳.环境司法专门化对企业绿色转型的影响及其作用机制 [J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(5):137-148.
XU Jie, LI Lin. Impact of environmental justice specialization on corporate green transformation and its mechanisms[J]. China Population, Resources and Environment, 2024, 34(5): 137-148.
- [28] 郑兰祥,郭娟,郑飞鸿.节能减排财政政策促进了绿色技术创新的“量质齐升”吗? [J]. 首都经济贸易大学学报,2023,25(5):3-19.
ZHENG Lanxiang, GUO Juan, ZHENG Feihong. Does the energy saving and emission reduction fiscal policy promote the quantity and quality of green technology innovation? [J]. Journal of Capital University of Economics and Business, 2023, 25(5): 3-19.
- [29] 宋德勇,李超,李项佑.新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据[J].中国人口·资源与环境,2021,31(11):155-164.
SONG Deyong, LI Chao, LI Xiangyou. Does the construction of new infrastructure promote the "quantity" and "quality" of green technological innovation—evidence from the national smart city pilot [J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(11): 155-164.
- [30] 赵路彝,林海.数字乡村发展政策实施能否推动革命老区农业新业态创业活动[J].中国农村经济,2024(7):141-160.
ZHAO Luben, LIN Hai. Does the implementation of digital rural development policy promote entrepreneurial activities in new agricultural business formats in old revolutionary base areas? [J]. Chinese Rural Economy, 2024(7): 141-160.

(责任编辑 周 蓓)