

低碳试点政策、环保投入与企业绿色创新

宗苏玉

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2023年8月12日; 录用日期: 2023年9月1日; 发布日期: 2023年11月10日

摘要

在“双碳”背景下, 企业低碳转型迫在眉睫, 低碳试点政策下企业的绿色创新影响低碳城市建设。本文利用2005~2019年沪深A股上市公司企业数据, 结合现有文献系统梳理, 采用准自然实验法和三重差分法, 探讨低碳政策对企业绿色技术创新的影响效应、作用机制和产权异质性。结果表明: 1) 低碳试点政策可以在一定程度上缓解企业融资约束, 促进企业绿色技术创新。2) 低碳试点政策通过加大环保投入力度, 间接促进企业绿色技术创新能力的提升。3) 企业的绿色技术创新主要体现在环保研发投入、节能减排和替代能源生产的转化效率上。试点政策对高能耗产业、非国有企业、绿色产业的促进作用更为显著。本文还为碳达峰、碳中和目标提供了政策理论支持, 丰富了宏观政策微观效应的研究成果, 为环境政策的评价和调整提供了支持和参考。

关键词

低碳试点政策, 环保投入, 绿色技术创新, 融资约束, 异质性分析

Low-Carbon Pilot Policies, Environmental Protection Investment and Green Innovation of Enterprises

Suyu Zong

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Aug. 12th, 2023; accepted: Sep. 1st, 2023; published: Nov. 10th, 2023

Abstract

Under the background of “dual carbon”, the low-carbon transformation of enterprises is imminent, and the green innovation of enterprises under the low-carbon pilot policy affects the construction of low-carbon cities. This paper uses the enterprise data of A-share listed companies in Shanghai

文章引用: 宗苏玉. 低碳试点政策、环保投入与企业绿色创新[J]. 低碳经济, 2023, 12(4): 85-102.

DOI: 10.12677/jlce.2023.124011

and Shenzhen from 2005 to 2019, combined with the existing literature system, and uses the quasi-natural experimental method and triple difference method to explore the impact effect, mechanism and heterogeneity of property rights of low-carbon policies on enterprises' green technology innovation. The results show that: 1) The low-carbon pilot policy can alleviate the financing constraints of enterprises to a certain extent and promote the innovation of green technology enterprises. 2) The low-carbon pilot policy indirectly promotes the improvement of enterprises' green technology innovation capabilities by increasing environmental protection investment. 3) The green technology innovation of enterprises is mainly reflected in environmental protection research and development investment, energy conservation and emission reduction and the conversion efficiency of alternative energy production. The pilot policy has a more significant role in promoting high-carbon industries, non-state-owned enterprises and green industries. This paper also provides policy theoretical support for the goals of carbon peaking and carbon neutrality, enriches the research results of micro effects of macro policies, and provides support and reference for the evaluation and adjustment of environmental policies.

Keywords

Low-Carbon Pilot Policies, Environmental Protection Investment, Green Technology Innovation, Financing Constraints, Heterogeneity Analysis

Copyright © 2023 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

绿色可持续发展是世界各国共同追求的目标，也是新时代中国发展的主题。我国提出了 2030 年实现碳达峰、2060 年实现碳中和的目标[1]，以应对全球气候变化和推动生态环境保护和绿色建设。在我国经济高能耗、高排放、高污染的背景下，推动实现这些目标对我国经济社会可持续发展至关重要。低碳试点政策是针对碳减排目标制定的政策体系，旨在推动实现“双碳”目标。作为政策的具体实践，低碳试点政策逐渐成为学者们研究的重点。这些政策遵循政策创新、逐步推进扩散的原则，并旨在解决生态环境与经济发展不协调的问题。自 2010 年起，国家发改委启动了低碳省、低碳城市的试点工作，并在 2012 年和 2017 年扩大了试点范围。每个试点城市都根据自身的特点和发展方向制定了相应的低碳发展规划[2]。

城市是国家经济发展的重要载体，而城市中企业的生产与消费活动所引起的碳排放在城市总排放中占据相当大的比例。为了实现经济的可持续发展，必须削减社会经济发展、企业经营绩效与碳排放之间的紧密关系。企业的技术创新能力是竞争力的核心，技术创新能力越强，企业的绩效往往越好。低碳社会要求企业在追求经济发展的同时进行绿色技术创新，也就意味着企业在追求自身利益的同时承担社会责任[3]。低碳试点政策作为国家实现低碳发展的重要切入点，对企业的绿色技术创新起着决定性的作用，企业的绿色技术创新是经济发展、企业绩效和碳排放之间的关键因素。在低碳试点政策的推动下，企业的环保投入是对政策的重要响应。同时，低碳试点政策的本质是支持企业转型，因此应该有利于缓解企业的融资约束，而不是增加资金压力。

综上所述，低碳试点政策促使企业进行绿色技术创新，以实现经济发展、良好企业绩效和碳排放的协调发展。本文的研究贡献在于：1) 采用三重差分法研究低碳试点政策对企业绿色技术创新的影响，填补了关于企业层面低碳试点政策微观影响的研究空白。2) 强调了低碳城市试点政策的重要性，它可以减少碳排放并实现碳中和目标。当前环境形势严峻，扩大试点范围、加强试点政策成为必要的举措。为“双

碳”目标提供了政策理论支持，丰富了宏观政策微观效应的研究成果，为环境政策的评估和调整提供了明确的支持和参考。3) 通过异质性分析，为不同地区和企业类型的低碳发展提供了相关建议。低碳试点政策对企业绿色发展的影响将决定企业的行动方式，政府则通过政策约束企业。政府可以根据每个城市的角色机制及时调整政策，减少行动的误导。

2. 文献回顾与假设

2.1. 低碳试点城市政策与企业绿色技术创新

区别于现有学者对环境规制的界定，低碳试点政策并不是单一的政策，其是由众多不同类型的环境政策工具组成的集合，是一种综合性的环境政策，具有软约束性，而软约束政策是否能诱发企业的绿色技术创新有待检验。现有以省市为研究对象的低碳政策相关文献分为三类：评价低碳试点政策的碳减排效应、评价低碳试点政策的空气污染治理效应、评价低碳试点政策对产业结构和技术进步等方面的促进[4]。学者们对这一综合性环境政策的实施效果进行了不少不同层面的研究，其中有学者试图通过分析政策干预的作用机制来解释存在的争议，而各学者的观点也不尽相同，主要说法被分为三类：第一种被描述为合规成本理论，该理论认为环境政策的实施迫使企业通过挤占生产性投资来控制成本支出，认为环境政策对创新起到一个反向的抑制的作用[5]。企业在面对环境政策时会进行不同类型的投资，往往会增加技术类投资提升技术，或者增加金融类投资实现多元化发展[6]；第二种是弱动态分析机制的“波特假说”，政府通过适当的环境政策可以从源头上倒逼企业为了降低成本进行绿色技术创新，这样的情况下环保投资增加，而企业技术创新行为也加强[7]。第三种观点是“不确定性假说”，认为环境政策与创新具有不确定关系，企业的策略受各种的不确定性因素干扰，从而影响企业的创新[8]。基于偏向型技术进步理论，创新是存在方向的，企业既可以从事清洁创新，也可以从事“污染”创新。这一理论为不确定性假说提供了依据，反映了绿色技术创新的研究意义。解决创新问题在环境政策里的内生性问题也要考虑到该问题的影响，与企业总体创新不同的是，区别于传统的企业创新，绿色技术创新考虑到了环境保护与经济增长双赢。

通过以上观点结合本文的研究观点。首先，政府的支持是全面提升企业绿色技术创新的关键，低碳试点将激励地方政府落实低碳目标。此外，创新是新常态下经济增长的动力。低碳试点政策对推动绿色技术创新起到积极作用，是产业向上发展的积极选择。低碳政策的实施将在很大程度上极大地提高企业的绿色技术创新。因此，提出以下假设：

H1：低碳试点城市政策可以直接促进企业的绿色技术创新。

2.2. 环保投入的中介效应

位于实施低碳试点政策的城市的的企业会做出相应的政策应对措施。为降低违规成本，企业会积极开展节能减排活动，不断增加环保投入，切实履行企业的社会责任，而环保投入亦是企业绿色技术创新活动的重要推动力[9]。早期的研究大多支持环境政策诱导企业进行环保投入而相应的挤占研发投入，因此环保投入与创新呈负相关关系，即抑制企业绿色技术创新。后有研究表明，环保投资与技术创新互相调节、共同作用，积极推动企业的市场价值[10]；企业环保投入对企业技术创新有着显著正向促进的作用，企业环保投入的增加有利于企业节能环保技术研发[11]。从短期来看环保投入对技术创新有抑制作用，而从长期来看两者却相互促进；另外低碳试点对高耗能、高污染行业有着更大的影响，因此对重污染行业的企业来说，企业的环保投入力度更大。

综上，低碳试点政策通过节能减排，科技创新提升，产业政策扶持以及低碳环境营造等具体方式以环保投入这一中介变量，积极开展废弃物治理，能够加快企业内部以及企业外部的环境改善，实现资源的可持续利用。一方面，这也直接导致“前端”预防支出提升，企业的绿色技术创新也会随着创新概率

的升高而提升；另一方面，随着企业的环境合规成本提升迫使企业不得不降低成本，以倒逼企业激发绿色技术创新，据此提出以下假设：

H2：环保投入在低碳试点政策与绿色技术创新间起着中介作用，低碳试点政策激励企业增加环保投入，进而促进企业的绿色技术创新。

2.3. 融资约束与企业绿色技术创新

资金的可获得性在技术创新中发挥了重要作用，不论是政府提供的资金支持还是市场上可利用的资金投资，甚至是银行方面的贷款资金都可以成为企业绿色创新活动的资金来源。绿色信贷政策对企业的绿色创新提供了政策方面的支持[12][13]，且商业信用和流动负债作为银行信贷的替代性融资方式显著增加。创新过程中，因不确定性，信息不对称性和较高的监督成本会导致严重的外部融资约束，将会抑制企业的绿色创新[14]。环境政策低于一定程度时，企业更倾向于投入环保费用进行末端污染治理，而不愿进行研发创新。然而，在双碳背景下，绿色金融得到发展，低碳试点政策通过设立环保专项项目、增加政府补贴和完善绿色贷款服务，缓解了企业的研发融资约束。这使得企业更愿意投入资金进行绿色技术创新和环保投资，推动创新清洁生产技术的发展。因此，全面的低碳试点政策更有利于促进绿色技术创新。因此，提出以下假设：

H3：低碳试点政策可以缓解融资约束，促进企业绿色技术创新。

2.4. 异质性与企业绿色技术创新

国有企业在经济贡献中承担着重要责任，通常享受着更高的便利和政策扶持，相较于非国有，国有企业进行环保投入更加稳定，力度也相应更强[15]，因此，本文推测在企业性质方面，不同性质的企业受政策的影响不同。低碳试点政策对高耗能行业 and 低耗能行业均会产生一定程度的政策约束效果，但这两个行业在技术构成、企业造成的污染排放上都是存在巨大差异的，这也导致不同行业的公司对环境政策的响应程度也是不同的。在“十一五”规划减排目标的约束下，污染行业的创新水平较非污染行业有显著提升[16]，有学者表示由于行业异质性的存在，环境政策对不同行业的绿色技术创新有着不同程度影响[17]。低碳试点政策的政策方向主要是针对减排降污，因此，高耗能行业与低耗能行业有不同的政策反应。

H4：与非国有企业相比，低碳试点政策更有利于国有企业的绿色创新投资。

H5：与非高耗能企业相比，低碳试点政策更有助于促进高耗能企业绿色技术创新。

3. 研究设计

3.1. 样本选择和数据来源

本文主要选取了 2005~2019 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本，由于低碳试点政策主要针对制造业企业，通过上文分析并结合“上市公司行业分类指引 2001”在行业筛选时剔除了金融、房地产等服务性行业，分别区分六大类高污染行业与非高污染行业的上市公司，同时剔除了 ST、ST* 企业，以及财务数据缺失严重的样本，最终共得到十五个副省级城市的 1583 家样本公司，这些公司均属于制造业，具体有 19042 个观测值。另外，上市公司绿色专利作为实验的因变量，本文依据“国际专利绿色清单”，根据样本上市公司提取符合条件的绿色专利数据，本文的环保投入数据通过手工收集重污染企业年报整理出各企业的环保投入。以低碳城市试点政策为依据，在 CSMAR 数据库下载各样本上市公司的母公司所在地，以此为依据对在低碳试点城市范围内的公司赋值为 1，反之不在低碳试点城市范围内的赋值为 0，对高污染行业的企业赋值为 1，非高污染行业赋值为 0 以区分产业结构，另外，对样本上市公司的其他财务数据来源于 CSMAR。为降低极端值对结果的不利影响，通过 stata17.0 软件的相关处理，本文对连

续变量进行上下 1%的 Winsorize 处理并得到相关研究结果。

3.2. 主要变量

3.2.1. 低碳试点政策

低碳试点政策是实验的自变量，为实现碳达峰，碳中和目标，国家发改委早在 2010 年开始启动首批低碳试点，分别在 2012 年，2017 年启动二批、三批试点城市。考虑到政策实施不能产生即时效果，10 年实施政策的效应会因为滞后性无法立即探测政策实施效果，因此本文挑选 2012 年作为政策的起始点，赋值 12 年份之前为 0，12 年之后为 1 构建虚拟变量。

3.2.2. 绿色技术创新

本文的重点是低碳城市政策影响上市公司绿色技术创新的变化。因此，以绿色技术创新为解释变量。同时，考虑到创新是一个持续的过程，本文利用绿色专利申请数据来衡量企业的绿色技术创新水平[18]。同时，本研究用当年企业申请的所有专利中最终获得的授权专利数量来代替绿色技术创新水平的衡量。此外，本文还利用专利总数来解释企业整体创新，进行稳健性测试。

3.2.3. 中介变量和调节变量

本文的中介变量为环保投入(EPI)，由于低碳试点政策主要针对高耗能、高排放的大中小型企业，因此环保投入数据的选取控制在高耗能行业，根据沪深 A 股上市公司的年报进行相关数据的收集，时间跨度为 2010~2020 年。融资约束作为调节变量，本研究使用 KZ 和 SA 方法计算融资约束(FC)。

3.2.4. 其他控制变量

本文在现有研究的基础上，经过分析筛选，选取了产业结构、企业规模、产权性质、托宾 Q 值、企业年龄、经营活动净现金流量等控制变量，以保证数据来源的稳定性。具体变量符号和定义如表 1 所示。

Table 1. Variable symbols and definitions

表 1. 变量符号和定义

变量名称	变量符号	变量定义
绿色申请专利数	Ln_gapp	Ln(绿色申请专利数 + 1)
绿色授权专利数	Ln_gaut	Ln(绿色授权专利数 + 1)
环保投入	EPI	手工收集高耗能企业的环保投资
低碳试点	Low_carbon	虚拟变量：低碳试点城市，取 1；非低碳试点城市，取 0
融资约束	FC	KZ 指数、SA 指数
产权性质	State	虚拟变量：国有企业，取 1；非国有企业，取 0
产业结构	Industry	八大高耗能行业赋值为 1，非高耗能为 0
企业规模	Ln_size	期末总资产的自然对数
净利润	Netprofit	(总资产 - 总负债)/(流通股数*每股股价)
股权集中度	Top	第一大股东所持股份数
托宾 Q 值	TobinQ	(每股价格*流通股股数 + 每股净资产*非流通股股数 + 负债账面价值)/总资产
企业年龄	Ln_age	公司已上市的年份数取自然对数
账面市值比	Btm	股东权益/公司市值
经营活动现金净流量	Cfo	现金流/总资产
资产负债率	Lev	总负债/总资产

3.2.5. 模型设置

为了有效检验低碳试点政策对企业绿色技术创新的影响,本文首先从宏观层面上去研究低碳试点政策对企业的影响,鉴于政策的滞后性,以12年为政策实施基本年进行低碳试点政策的准自然实验,构建三重差分模型通过实证分析低碳试点政策与企业绿色技术创新的线性关系[19]。其中,低碳试点的城市为实验组,非低碳试点城市为控制组,通过不同组别来考察其中的影响机制。具体的模型设定如下:

$$\text{Lngapp}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Low_carbon}_{it} \times \text{time} + \beta_0 + \beta_1 \text{Low_carbon}_{it} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Lngapp}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Low_carbon}_{it} \times \text{time} \times \text{Industry} + \beta_3 \text{Low_carbon}_{it} \times \text{time} \\ & + \beta_4 \text{time} \times \text{Industry} + \beta_5 L \times \text{industry} + \beta_6 \text{control}_{it} + A_i + T_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

在公式(1)中, Lngapp_{it} 表示企业 i 在 t 年的绿色技术创新是因变量。 Low_carbon_{it} 是核心自变量,代表是否是低碳试点城市的虚拟变量,如果是低碳试点城市则为1,否则为0; time 为是否为试点时间,在试点时间赋值为1,不在试点时间赋值为0,在此12年前为0,12年后为1。在式(2)中, Industry 表明它是否是高污染行业。如果企业属于高污染行业,则此值为1;如果不是高污染行业,则值为0。 control_{it} 是一系列控制变量, A_i 、 T_t 分别表示个体和年度固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

为了检验假设 H2,即低碳试点政策是否通过影响环保投入这一中介变量来间接促进企业的绿色技术创新。本文借鉴李政和杨思莹[20]对中介效应模型的设计,运用分步回归的方法,运用温忠麟等[21]提出的修正的中介效应检验方法,建立如下三个回归方程:

$$Y = cX + e_1$$

$$M = aX + e_2$$

$$Y = c'X + bM + e_3$$

其中 c 是自变量 X 对因变量 Y 的总效应。 c' 是 X 对 Y 的直接影响, a 是 X 对中介变量 M 的影响, b 是控制 X 影响后 M 对 Y 的影响, $a*b$ 是通过中间变量 M 传递的中介效应。因此,以环保投资为例,构建以下模型。第一步,以绿色技术创新为因变量,低碳试点为自变量,检验试点政策对绿色技术创新的影响。第二步,以 EPI 为因变量,低碳试点为自变量,测试试点政策对环保投资的影响,具体如下:

$$\text{Lngapp}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{low_carbon}_{it} \times \text{time} + \alpha_3 \text{control}_{it} + A_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{EPI}_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{low_carbon}_{it} * \text{time} + \lambda_3 \text{control}_{it} + A_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{Lngapp}_{it} = \theta_0 + \theta_1 \text{low_carbon}_{it} * \text{time} + \theta_2 \text{EPI}_{it} + \beta_3 \text{control}_{it} + A_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在公式(4)中, EPI 代表企业的环保投资。如果 H2 假设成立,则待估系数 λ_1 、 θ_1 、 θ_2 应该是显著的,并且如果 $\lambda_1 \theta_2$ 与 θ_1 符号一致,则表明低碳试点政策通过影响环保投入间接影响企业的绿色技术创新;若 $\lambda_1 \theta_2$ 与 θ_1 符号相反,则环保投入可能起到的间接作用会在一定程度上遮掩试点政策对绿色技术创新的实际作用。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

表2显示了样本变量的描述性统计量。表2中的最终总结果显示,EPI的平均值为12.79,中值为12.79,最大值为1633,这表明不同企业的环保投入是两极分化的,从事绿色创新的企业环保投入较大。绿色授权专利总数和绿色申请专利总量的平均值在对数中分别为0.168和0.796,中位数分别为0.548和1.187。前者的最高值为6.125,后者的最高值为7.534。这说明不同企业在专利发明方面存在较大差距,申请数量和授权数量差距较大,绿色专利授权的数量较申请数全,这从一定程度上有助于稳健性检验。

Table 2. Descriptive statistics of the main variables
表 2. 主要变量描述性统计

变量	MEAN	MED	SD	MIN	MAX
lnpat_gapp	0.168	0.548	0.548	0	6.125
lnpat_gaut	0.796	1.187	1.187	0	7.534
EPI	12.79	42.21	12.79	0.000210	1,633
FC(SA mwthod)	-3.783	3.818	0.469	-5.744	0
FC(KZ mwthod)	1.325	0.541	0.153	0	1.748
Cfo	3.317	69.94	69.94	-2,441	1,099
Lev	0.532	6.540	6.540	0	877.3
btm	136.6	2,226	2,226	0	36,526
size	21.99	1.313	1.313	12.31	28.64
Netprofit	4.930	38.92	38.92	-466.6	1,507
Low_carbon	0.517	0.500	0.500	0	1
Lnfirst	3.450	0.474	0.474	0.787	4.595
State	0.443	0.497	0.497	0	1
Age	2.093	0.792	0.792	0	3.367
Industry	0.485	0.500	0.500	0	1
Tobin Q	0.782	1.498	1.498	0	3.660

4.2. 主要变量的相关性分析

表 3 报告了主要变量之间的相关性。结果表明, 环保投入与绿色专利数量呈较高正相关关系。此外, 相关系数为 0.178, 在 1% 的显著水平上具有极显著性, 而环保投资、低碳试点政策、时间之间的互相关性在 1% 的水平上也显著, 这为解释低碳试点环保投资与绿色技术创新的中介效应提供了依据。

Table 3. Description of the correlations between the main variables
表 3. 主要变量间的相关性描述

	lnpat_gapp	EPI	Low_carbon*time	Low_carbon*time*industry
lnpatgapp	1			
EPI	0.178***	1		
Low_cabbon*time	0.219***	0.014***	1	
Low_carbon*time*industry	0.037***	0.078***	0.571***	1

注: N = 19,042; ***indicate P < 0.01; **indicate P < 0.05; *indicate P < 0.1。

4.3. 基准回归结果

4.3.1. 区域层面实证检验

区域层面主要可以直观的观测试点政策的激励效果, 表 4 是具体回归的估计结果, 第(1)、(2)列是对所有样本的回归。本文进一步采用广义倾向得分匹配倍差法分法(PSM-DID)进行测试, 去除差异较大的

城市样本, 然后再次进行 DID 估计, 实证结果为表 4 的第(3)、(4)列。在表 4 的 DID 和 PSM-DID 结果中, 第(1)和(3)列为未添加控制变量的初步估计结果, 低碳城区虚拟变量估计系数在 1% 的统计水平上呈显著正, 表明低碳城市政策对城市绿色技术创新水平的推动作用显著。此外, 在添加控制变量后, Low_Carbon*time 变量的系数仍在 1% 的水平下显著为正, 这进一步减少了可能遗漏变量影响结果的可能。上述结果表明, 与非低碳城市相比, 低碳城市在低碳政策实施的结果下企业的绿色技术创新水平有效提高, 而(3)、(4)列的 PSM-DID 方法的回归系数绝对值也相应变大, 进一步加强了结果的可靠性。至此假设 H1 成立。

Table 4. The regression results at the region-level

表 4. 区域层面的回归结果

Variable	DID		PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ln_gapp	Ln_gapp	Ln_gapp	Ln_gapp
Low_carbon*time	0.150*** (4.61)	0.113*** (3.91)	0.153*** (4.71)	0.125*** (4.26)
cfo		-0.000 (-0.35)		0.000 (1.40)
Lev		0.003*** (4.04)		0.004*** (5.05)
Tobin		0.000 (0.05)		-0.000 (-0.25)
Btm		0.000 (0.66)		0.000 (1.19)
Size		0.236*** (22.90)		0.300*** (31.36)
Netprofit		-0.001** (-2.35)		0.000 (1.06)
First		-0.003*** (-3.87)		-0.002*** (-3.26)
Age		0.033** (-2.20)		0.037** (-2.40)
Year	control	control	control	control
Company	control	control	control	control

注: N = 19,042; ***indicate P < 0.01; **indicate P < 0.05; *indicate P < 0.1。

为了减弱样本间的差距, 基于倾向性得分匹配法的 PSM 匹配样本检验如下图可见, 在经过倾向性得分匹配后样本的内生性差异有了一定的解决, 样本更加客观, 在图 1 中匹配后数据大多集中在标准线, 图 2 中匹配后的对照组和实验组样本更具有可比性, 增加了实证结果的可靠性。根据 PSM 后的样本再进行回归更具有说服力。

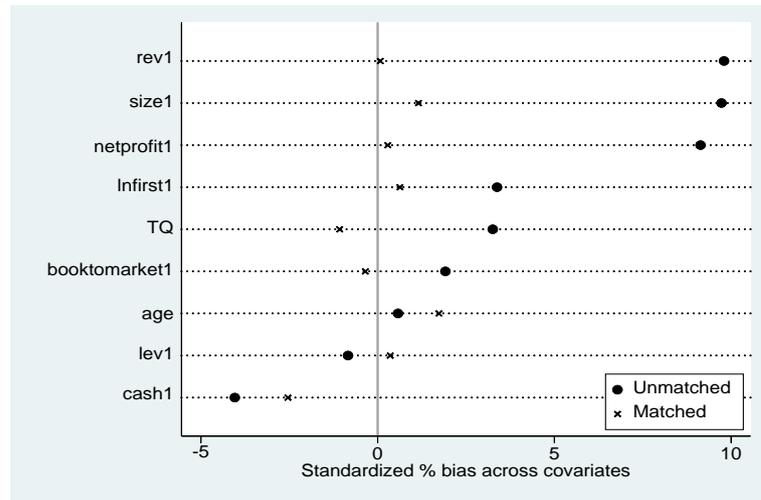


Figure 1. Tendentious score matching test
图 1. 倾向性得分匹配检验

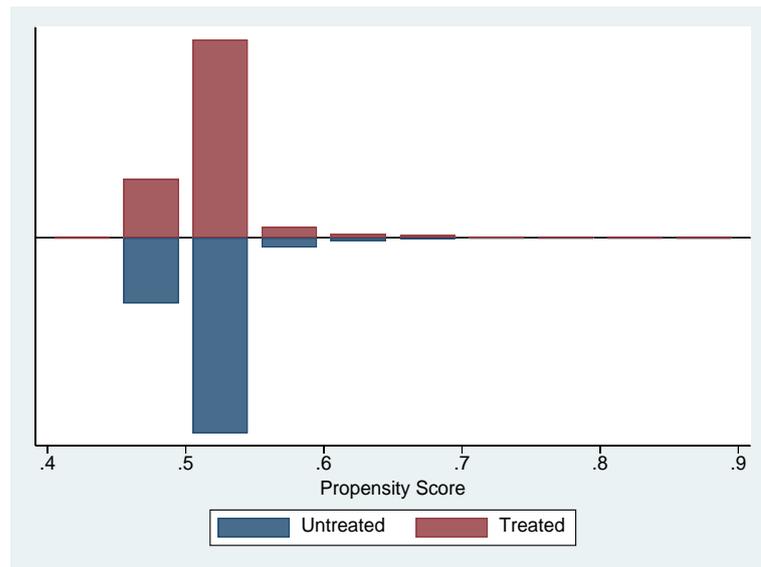


Figure 2. Tendentious score matching test
图 2. 倾向性得分匹配检验

4.3.2. 企业层面实证检验

模型 2 的实证的估计结果在表 5 列示。此时的回归主要关注其中的交互项 $\text{Time} * \text{Low_carbon} * \text{Industry}$ ，结果中模型(1)、(5)在未加入控制变量时交互项 $\text{Time} * \text{Low_carbon} * \text{Industry}$ 均在 1% 的水平下显著为正，加入控制变量后结果仍显著为正，加入控制变量并没改变实证结果，这说明低碳试点政策确实促进了中国制造业企业的绿色技术创新。

结果表明，试点政策的实施能够促进试点地区高耗能企业的绿色技术创新。与绿色发明专利相比，低碳试点政策在推动绿色实用专利方面发挥着更为显著的作用，这表明企业应加强长期创新能力。无论何种专利发明，低碳试点政策在推动绿色技术创新方面发挥着重要作用，均在 1% 的水平下显著。相较于区域层面来说，加入控制变量后的回归系数增大，这说明低碳试点政策对高耗能企业的影响更大。低碳试点政策更加注重在高耗能产业中推广低碳实践，在推动低碳方面发挥着更加显著的作用。低碳试点政

策对高耗能产业的促进作用，或许来自于政策调控与政策激励相结合的共同结果。在环保大背景下，企业必须走上绿色创新之路。至此，产业的异质性得以证明，假设 H1、H5 成立。

Table 5. Influence of low-carbon pilot policies on green technology innovation of energy-intensive enterprises
表 5. 低碳试点政策对高耗能企业绿色技术创新的影响

Variable	(1) Green invention patent	(2) Green invention patent	(3) Green utility model patent	(4) Green utility model patent	(5) Green general patent	(6) Green general patent
Low*industry*time	0.338*** (6.65)	0.305*** (6.38)	0.455*** (10.21)	0.409*** (9.32)	0.760*** (16.65)	0.710*** (16.13)
Low*industry	0.506*** (13.26)	0.473*** (13.35)	0.673*** (19.33)	0.630*** (18.69)	1.073*** (30.49)	1.019*** (31.30)
Time*industry	0.944*** (35.15)	0.817*** (31.94)	0.955*** (38.93)	0.829*** (33.72)	1.409*** (56.63)	1.272*** (51.29)
Time*low	0.045*** (4.34)	-0.059*** (-3.80)	0.029*** (2.98)	-0.071*** (-4.86)	0.039*** (3.78)	-0.070*** (-4.49)
cfo		0.001 (1.52)		0.000 (0.69)		0.000 (1.04)
Tobin Q		0.000*** (7.70)		0.000*** (8.38)		0.000*** (11.10)
btm		0.000*** (2.92)		0.000* (1.80)		0.000*** (2.70)
Size		0.100*** (6.68)		0.085*** (6.39)		0.110*** (7.52)
Lev		0.001*** (4.40)		0.001*** (4.76)		0.001*** (4.46)
Netprofit		0.001** (2.11)		0.001*** (3.07)		0.002*** (2.70)
Infirst		-0.033 (-1.19)		-0.051* (-1.96)		-0.047* (-1.67)
Age		0.007 (0.60)		0.023** (1.97)		0.008 (0.63)
Time	control	control	control	control	control	control
Company	control	control	control	control	control	control

注：N = 19,042；***indicate P < 0.01；**indicate P < 0.05；*indicate P < 0.1。

4.4. 稳健性检验

4.4.1. 平行趋势检验

为了检验 DDD 方法在本研究中的适用性，调查低碳试点政策实施前两个样本所提交的专利数量是否

存在差异。本文分别设置政策推行前时间虚拟变量 *before* 和政策推行后时间虚拟变量 *after*，使其分别与低碳环境进行相乘形成一个新的交互项，并将该交互项纳入一开始的基准模型最后再加以回归得出结果。根据表 5-6 的回归结果可以看到，*Low_carbon*before* 变量的估计系数并不显著，而 *Low_carbon*after* 变量的估计系数却显著为正，这一现象说明，低碳环境政策推行之前实验组和对照组的企业创新并不存在着明显差异，也就是说本文章的实证分析基本上满足了平行趋势的假设需求。此外也有学者会通过考察年度效应来进行平行效应检验。具体的方法是：首先仍然以 12 年为政策实施基准年来构建时间虚拟变量，将 2005~2008 定为 *time(-2)*，2009~2012 定为 *time(-1)* 后 2012~2015 定为 *time(1)*，2016~2019 依次定为 *time(2)*；然后构建上述时间虚拟变量与低碳城市试点政策的交叉项并将其纳入模型进行检验，将不同组别企业在不同时间的绿色技术创新差异。观察结果发现，交叉项系数在 2012 年以后显著为正，2012 年以前并不显著，说明满足平行趋势检验。

Table 6. Analysis of the parallel trend

表 6. 平行趋势分析

	(1)	(2)
Variable	In_gapp	In_gapp
<i>Low_carbon*before</i>	0.074 (1.06)	
<i>Low_carbon*after</i>	0.167*** (4.12)	
<i>Low_carbon*time(-2)</i>		-0.035 (-0.44)
<i>Low_carbon*time(-1)</i>		0.147 (1.10)
<i>Low_carbon*time(1)</i>		0.163*** (3.85)
<i>Low_carbon*time(2)</i>		0.206*** (3.89)
Year	control	control
Company	control	control

注：N = 19,042；***indicate P < 0.01；**indicate P < 0.05；*indicate P < 0.1。

4.4.2. 更换被解释变量

除上述稳健性测试外，借鉴虞义华[22]等人的实践，本文还以实用新型授权绿色专利数量、授权发明专利数量、全部授权绿色专利数量作为因变量进行稳健性测试。表 7 显示了回归分析的结果，总体来看，低碳试点政策与授权专利数量呈正相关关系。实用新型授权绿色专利数量的正相关强度强于授权发明专利数量，与申请绿色专利数量回归结果一致。两者回归结果均在 10% 的水平下显著，而授权绿色专利总数在 5% 的水平下显著。说明低碳试点政策促进企业的绿色技术创新，这更加证明了以上结果具有高度的稳健性。另外，通过稳健性分析进一步证明了假设 H1 成立，即证明了低碳试点政策确实对制造业企业绿色技术创新起到促进作用，至此可知稳健性检验成立。

Table 7. Robustness test: replace the explanatory variables
表 7. 稳健性检验：更换被解释变量

	(1)	(2)	(3)
Variable	Ln_gaut (grant green utility model patents)	Ln_gaut (grant green invention patent)	Ln_gaut (in general)
Low_carbon*time	0.011* (1.30)	0.003* (0.13)	0.031** (2.22)
cfo	-0.000*** (-6.84)	-0.000 (-0.32)	-0.001*** (-6.37)
Lev	0.001* (1.79)	0.033* (1.69)	0.001** (2.11)
Tobin Q	0.000 (1.15)	0.000** (2.16)	0.000*** (4.36)
Size	0.040*** (13.30)	0.014** (2.47)	0.082*** (16.46)
Age	-0.005 (-1.08)	-0.011 (-1.20)	-0.016** (-2.02)
Netprofit	0.002*** (13.86)	-0.000 (-0.06)	0.002*** (8.44)
Company	control	control	control
Year	control	control	control

Note: N = 19,042; ***indicate P < 0.01; **indicate P < 0.05; *indicate P < 0.1.

4.5. 环保投入的中介效应

为了检验假设 H2，即低碳试点政策是否通过影响环保投入这一中介变量来间接促进企业的绿色技术创新，本文基于建立的模型进行了实证分析。具体实证结果如下。

Table 8. Intermediation effect of environmental protection inputs
表 8. 环保投入的中介效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variable	EPI	EPI	In_gapp	Int_gapp	Inpat_gaut
EPI			0.003*** (3.66)	0.002*** (3.51)	0.001*** (5.78)
Low_car*time	7.485*** (4.11)	3.458* (1.82)	0.458*** (7.82)	0.350*** (5.64)	0.006** (0.10)
Age		0.077** (2.57)		0.002*** (3.12)	0.001*** (3.53)
cfo		-0.055 (-0.98)		-0.002** (-2.56)	-0.002** (-2.53)

Continued

Lev		-11.760*		-0.247*	-0.094
		(-1.77)		(-1.86)	(-1.16)
btm		-0.000		0.000	0.000
		(-1.00)		(1.56)	(1.47)
Size		2.809**		0.087	0.066**
		(2.34)		(0.91)	(2.29)
Constant	9.888***	-52.812**	0.692***	-1.252	-1.139*
	(13.99)	(-2.02)	(28.99)	(-0.60)	(-1.81)
Company	control	control	control	control	control
Year	control	control	control	control	control

注：N = 19,042；***indicate P < 0.01；**indicate P < 0.05；*indicate P < 0.1。

表 8 中列示了中介效应检验的过程：第(1)列是中介变量环保投入、低碳试点政策与实施时间的交乘项的回归，在 1%的水平下显著，第(2)列在加入控制变量后在 10%的水平下仍然显著。这表明低碳试点政策积极促进企业加大环保投入。下一步是对等式(5)进行回归分析，分别使用绿色专利申请和绿色授权专利作为因变量。如表 8 所示，第(4)和(5)栏的结果显示，专利数量与环保投入呈正相关，且均显著在 1%的水平。专利数量和交叉乘法项目数量显著，为 5%，根据绿色专利申请总量，可以在第(2)和(4)栏中看到。我们可以发现 $\lambda_1 = 3.458$ ， $\theta_1 = 0.002$ ， $\theta_2 = 0.350$ ，即 $\lambda_1\theta_2$ 与 θ_1 符号相同，这证明了环保投资起着积极的正向中介作用。此时，假设 H2 成立，环保投入作为中介促进低碳试点政策正向推动了企业的绿色技术创新。

4.6. 融资约束的调节效应

低碳试点城市政策为低碳试点城市企业提供一定的转型资金支持。通过加大政府补贴力度、加大税收优惠力度等措施，缓解企业融资约束压力，鼓励企业继续坚持绿色技术创新。本文通过 KZ 度量算法和 SA 度量方法获取各企业的融资约束，并根据上述三重差分法加入可变融资约束，构建新模型，如下：

$$\ln_gpat_{it} = \epsilon_0 + \epsilon_1 \text{time} * \text{Low_car} + \epsilon_2 \text{time} * \text{Low_car} * \text{FC} + \epsilon_3 \text{FC} + \epsilon_4 \text{Controls} + \epsilon \quad (6)$$

FC 代表企业的融资约束，主要关注系数和模型，描述了无融资约束条件下低碳试点政策对企业绿色技术创新的影响。同时，系数 $(\epsilon_1 + \epsilon_2)$ 之和衡量融资约束条件下政策对企业绿色技术创新的影响。如果假设 H3 成立，即 ϵ_1 应该是显著的正向，说明低碳试点政策将刺激企业的绿色技术创新； ϵ_2 应显著为正，即缓解企业的融资约束将使企业进行绿色技术创新。

表 9 中的实证结果表明，第(1)和(3)列中的结果在未加入控制变量的情况下在 1%的水平下显著，KZ 方法表明这两个系数为正，在 1%的水平上显著， $(\epsilon_1 + \epsilon_2)$ 在增加，表明低碳试点政策在一定程度上促进了企业绿色技术创新，缓解了融资约束。添加控制变量后，结果不会发生显著变化，并且在 1%的水平上仍然显著。究其原因，可能是在全面低碳试点政策落地下，政府更愿意通过激励政策、减税措施、更多优惠措施加大政府补贴力度，在一定程度上缓解企业推动绿色技术创新的融资约束，假说 H3 成立。

Table 9. Financing constraints and enterprise green technology innovation
表 9. 融资约束与企业绿色技术创新

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable	In_gpat	In_gpat	In_gpat	In_gpat
Time*Low_car	-1.627*** (-6.30)	-0.569*** (-3.55)	0.463*** (15.31)	0.104*** (3.66)
Time*Low_car*FC (SA method)	-0.553*** (-8.29)	-0.181*** (-4.24)		
Time*Low_car*FC (KZ method)			0.038*** (3.94)	0.014* (1.67)
cfo		0.000 (0.63)		0.000 (0.70)
Lev		-0.006 (-0.43)		-0.008 (-0.65)
Tobin Q		0.000*** (4.81)		0.000*** (4.97)
btm		0.000*** (2.76)		0.000*** (2.84)
Size		0.115*** (3.57)		0.120*** (3.66)
Netprofit		0.001** (2.06)		0.001** (2.13)
Infirst		-0.074 (-1.44)		-0.079 (-1.54)
Age		0.357*** (13.89)		0.369*** (13.86)
Company	control	control	control	control
Year	control	control	control	control

注: N = 19,042; ***indicate P < 0.01; **indicate P < 0.05; *indicate P < 0.1。

4.7. 异质性检验

企业的所有权属性通常对其环保投入和绿色技术创新有不同的影响。因此,基于基准模型,将样本分为两个子样本:国有企业和非国有企业。采用 PSM-DID 方法进行实证检验,进一步考察低碳试点城市政策是否会对不同类型的企业主体产生异质的绿色技术创新效应[9]。估计结果如表 10 所示。第(1)、(2)、(3)列的结果显示,非国有企业在 1%的水平上显著,而第(4)和(6)列国有企业在 5%的水平上显著。只有第(5)栏在 1%的水平上显著,说明这同时控制个体效应和时间效应后,低碳试点政策对国有企业和非国有企业的绿色技术创新均起着促进作用,而且更加显著的促进非国有企业的绿色技术创新,还可以看出发明专利的推广效果弱于实用新型专利。原因可能在于,国有企业在地方经济发展过程中有更加重要

的责任，一直以来，国企作为政策的主体普遍受到长期的环境规则，而当低碳试点政策推进时，本来就高要求约束自身的国企对该政策的反应也相对较弱，因此在面临环境政策时企业向清洁方向转型的积极性更弱，至此，假说 H4 成立。

Table 10. Heterogeneity analysis: nature of property rights

表 10. 异质性分析：产权性质

Variable	Non-state-owned business			State-owned business		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Green invention patents	Green utility model patents	Green general patents	Green invention patents	Green utility model patents	Green general patents
Low_carbon*time	0.077*** (2.60)	0.081*** (2.76)	0.107*** (2.93)	0.095** (2.34)	0.114*** (2.98)	0.113** (2.35)
cfo	0.003*** (6.24)	0.001* (1.71)	0.003*** (4.39)	0.000 (0.19)	-0.000 (-0.61)	-0.000 (-1.53)
Lev	0.003*** (3.64)	0.003*** (3.66)	0.004*** (4.12)	0.056 (1.43)	0.052 (1.40)	0.061 (1.37)
Tobin Q	-0.000 (-0.18)	0.000 (0.57)	0.000 (0.51)	-0.000 (-1.39)	-0.000 (-1.15)	-0.000 (-1.25)
Size	0.194*** (16.57)	0.197*** (16.54)	0.263*** (18.33)	0.269*** (21.81)	0.244*** (21.01)	0.336*** (23.55)
Age	-0.021 (-1.31)	-0.008 (-0.52)	-0.014 (-0.70)	-0.084*** (-3.27)	-0.092*** (-3.78)	-0.110*** (-3.70)
btm	-0.000 (-1.38)	-0.000 (-1.62)	-0.000** (-1.99)	0.000** (2.14)	0.000 (1.58)	0.000* (1.77)
Netprofit	-0.002 (-1.15)	0.002* (1.73)	-0.000 (-0.24)	0.000 (1.13)	0.000 (1.07)	0.000 (0.86)
Infirst	-0.106*** (-4.25)	-0.087*** (-3.42)	-0.126*** (-4.08)	-0.057* (-1.85)	-0.074** (-2.55)	-0.069* (-1.93)
Company	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：N = 19,042；***indicate P < 0.01；**indicate P < 0.05；*indicate P < 0.1。

5. 结论和政策启示

绿色技术创新是推动城市低碳发展的重要力量。低碳试点政策是政府推动低碳战略发展的关键措施。本文基于 2005~2019 年沪深 A 股上市公司样本数据，以绿色专利申请数为被解释变量，建立三重差分模型以及 PSM-DID 方法，考察了低碳城市试点政策是否能促进高耗能企业的绿色技术创新，而又通过何种中介作用来实现政策的促进作用，进而促使城市向理想的绿色可持续发展的方向推进和转型的，并且基于平行趋势假设以及绿色专利授权数等的研究结果的稳定性检验进一步证明了结论的可靠性。研究结果表明，低碳试点政策能够促进企业绿色技术创新，尤其对非国有企业和高耗能产业具有

积极影响，并且实用新型技术创新是当下企业应重点关注的领域。而在行业层面，低碳试点政策对高耗能产业绿色技术创新的促进效果大于低耗能产业的促进效果。这种行业异质性反映了政策偏向及其对整体创新的制约。而且，在中介作用方面，低碳政策不仅直接促进企业绿色技术创新，还通过增加环保投入间接推动创新。同时，低碳政策的推进缓解了重污染企业的融资约束，显著提升了企业的绿色技术创新水平。综上所述，基于上述分析，本文扩展了低碳试点政策的效果评估和波特假说。总结后，本文提出以下政策启示。

一、政府应积极推动和扩大低碳试点政策的实施，促进企业绿色技术创新，实现碳排放和碳中和目标，推动单位城市的低碳发展[23]。政府可以允许市政府根据不同的社会环境、区域产业结构和发展条件，制定适合自己城市的低碳发展实施方案。这一政策具有软约束性，可以作为综合政策工具。研究结果表明，低碳试点政策有助于经济高质量进步，通过发展绿色技术创新来推动。政策制定者可以通过总结试点经验，形成经典案例，并在全国范围内推动低碳城市试点[24]。在城市层面，该政策有助于实现 2030 年碳达峰和 2060 年碳中和的气候目标。政府应在推动低碳试点政策方面发挥无形的作用。在实施低碳试点政策的过程中，政府应全面考虑试点城市，提供监督和引导，发挥主导作用，引导企业绿色技术创新，实现城市发展与低碳减排的共赢。

二、低碳城市发展的重点是从高耗能产业向低耗能产业转型[25]。对于高耗能产业的转型，应制定详细的指导方案，促进创新和绿色专利创新。研究结果表明，低碳试点政策对高耗能产业有更大的影响，尤其对实用新型专利技术创新影响较大。高耗能产业的低碳发展也是实现低碳城市建设的关键。虽然绿色实用新型技术创新有助于短期内提高高耗能产业的减排水平，但从长远来看，绿色发明专利的创新才是推动高耗能产业低碳化的关键[26]。因此，每个试点城市应根据其区域产业结构和发展情况，制定明确的技术改造规划。

三、政府应根据本市具体情况制定措施，给予地方政府足够的灵活性。在低碳试点政策实施过程中，企业性质的异质性要求政策立即调整其趋势，环保投资的中介效应要求政府关注环保投资的实际方向[27]。通过本研究实证部分的产权性质异质性检验和第五部分的中介效应检验，低碳试点政策能够更好地促进非国有企业创新及其实用新型创新。第二点还指出，发明型绿色专利是实现企业低碳发展的关键。另一方面，对于国有企业来说，低碳发展的重要性高于非国有企业。由于企业性质的便利性，国企会隐瞒污染的负面影响。因此，在实现低碳城市的道路上，政府不应放松对国有企业的约束[28]。在企业内部，面对碳中和和碳达峰的紧迫性，环保投入的增加应更多地转向绿色技术创新的方向，而不是提高生产力的方向，从而进一步强化其间接效应。

本文初步考察了低碳试点政策的绿色技术创新，但由于数据有限，仍有其他领域和后续内容有待研究。本文没有对绿色专利生产的滞后性进行进一步研究，这需要更多的长期绿色专利数据进行后续研究。由于低碳试点政策仍在进一步推广和扩大，随着更多的信息披露，未来可以进一步跟踪和研究该政策。

6. 研究的局限性

在“双碳”目标迫在眉睫的情况下，低碳试点政策与企业绿色创新的影响机制研究具有深远的研究意义，低碳试点政策的政策评价具有重要意义。然而，本文不能保证低碳试点政策与企业绿色创新之间没有其他中介变量或调整变量。关于异质性的实证证据和研究仍然很少，需要进一步探索。在文章中的政策滞后中没有太多解释。虽然结果与研究结论一致，但有必要解释政策滞后恒等式。另外，本文对数据的整理非常复杂，数据的缺失也比较严重，对结果有一定的影响，随着年度数据的更新，文章的实证结果是否发生明显变化也是不得而知的，这个方向的研究有待加强。

参考文献

- [1] Chen, H., Qi, S.Z. and Zhang, J.H. (2022) Towards Carbon Neutrality with Chinese Characteristics: From an Integrated Perspective of Economic Growth-Equity-Environment. *Applied Energy*, **324**, Article ID: 119719. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2022.119719>
- [2] Zhao, C. and Wang, B. (2021) Does China's Low-Carbon Pilot Policy Promote Foreign Direct Investment? An Empirical Study Based on City-Level Panel Data of China. *Sustainability*, **13**, Article 10848. <https://doi.org/10.3390/su131910848>
- [3] 彭璟, 李军, 丁洋. 低碳城市试点政策对环境污染的影响及机制分析[J]. 城市问题, 2020(10): 88-97.
- [4] 董梅. 低碳城市试点政策的工业污染物净减排效应——基于合成控制法[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2021, 23(5): 16-30.
- [5] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(7): 44-55.
- [6] 王书斌, 徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济, 2015(4): 18-30.
- [7] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, 46(2): 113-124.
- [8] 张红凤, 李睿. 低碳试点政策与高污染工业企业绩效[J]. 经济评论, 2022, 234(2): 137-153.
- [9] Martin, P.R. and Moser, D.V. (2016) Managers' Green Investment Disclosures and Investors' Reaction. *Journal of Accounting and Economics*, **61**, 239-254. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2015.08.004>
- [10] 高敏. 企业环保投资、技术创新投入对企业价值影响的实证研究[D]: [硕士学位论文]. 徐州: 中国矿业大学, 2016.
- [11] 杨哲. 企业碳排放权的会计确认问题研究[J]. 现代经济信息, 2015(24): 197.
- [12] 蔡海静, 周施. 绿色信贷政策与“两高”企业权益资本成本[J]. 财会月刊, 2022(3): 51-60.
- [13] 苏冬蔚, 连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. 金融研究, 2018(12): 123-137.
- [14] 姚强强. 环境信息披露、绿色技术创新、融资约束——基于重污染企业的实证研究[J/OL]. 经营与管理, 1-14. <https://doi.org/10.16517/j.cnki.cn12-1034/f.20230804.006>, 2023-08-21.
- [15] 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.
- [16] 张伟广, 冯师钰, 韩超. “十一五”约束性污染控制的企业减排效应[J]. 中国环境科学, 2022, 42(11): 5436-5446.
- [17] Yao, Y.L. and Shen, X.Y. (2021) Environmental Protection and Economic Efficiency of Low-Carbon Pilot Cities in China. *Environment, Development and Sustainability*, **23**, 18143-18166.
- [18] 钟昌标, 胡大猛, 黄远浙. 低碳试点政策的绿色创新效应评估——来自中国上市公司数据的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(19): 113-122.
- [19] 郭捷, 杨立成. 环境规制、政府研发资助对绿色技术创新的影响——基于中国内地省级层面数据的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(10): 37-44.
- [20] 李政, 杨思莹. 财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 29-42, 110, 193-194.
- [21] 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.
- [22] 虞义华, 郑新业, 张莉. 经济发展水平、产业结构与碳排放强度——中国省级面板数据分析[J]. 经济理论与经济管理, 2011(3): 72-81.
- [23] Yu, Y., Tao, Q. and Du, L. (2017) Carbon Productivity Growth, Technological Innovation, and Technology Gap Change of Coal-Fired Power Plants in China. *Energy Policy*, **109**, 479-487. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.05.040>
- [24] Yan, Z., Yi, L., Du, K. and Yang, Z.M. (2017) Impacts of Low-Carbon Innovation and Its Heterogeneous Components on CO₂ Emissions. *Sustainability*, **9**, Article 548. <https://doi.org/10.3390/su9040548>
- [25] Ghisetti, C. and Quattraro, F. (2017) Green Technologies and Environmental Productivity: A Cross-Sectoral Analysis of Direct and Indirect Effects in Italian Regions. *Ecological Economics*, **132**, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.10.003>
- [26] Wang, K., Zhang, J. and Wei, Y.M. (2017) Operational and Environmental Performance in China's Thermal Power Industry: Taking an Effectiveness Measure as Complement to an Efficiency Measure. *Journal of Environmental Management*, **192**, 254-270. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2017.01.066>
- [27] Qiu, S., Wang, Z. and Liu, S. (2021) The Policy Outcomes of Low-Carbon City Construction on Urban Green Development: Evidence from a Quasi-Natural Experiment Conducted in China. *Sustainable Cities and Society*, **66**, Article

ID: 102699. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2020.102699>

- [28] Lehmann, S. (2013) Low-to-No Carbon City: Lessons from Western Urban Projects for the Rapid Transformation of Shanghai. *Habitat International*, **37**, 61-69. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2011.12.014>