



袁航,王自钦. 自愿型环境规制与企业创新:实质性创新还是策略性创新?[J]. 中国人口·资源与环境,2026,36(4):123-135. [YUAN H, WANG Z Q. Voluntary environmental regulations and corporate innovation: substantive innovation or strategic innovation?[J]. China population, resources and environment, 2026,36(4):123-135.]

自愿型环境规制与企业创新:实质性创新还是策略性创新?

袁 航, 王自钦

(首都经济贸易大学经济学院, 北京 100070)

摘要 增强企业创新能力是实现经济高质量发展的关键路径。该研究将中国绿色制造体系示范建设项目下的绿色工厂入选视为准自然实验,基于2008—2023年中国A股上市公司的面板数据,采用多时点双重差分模型,考察自愿型环境规制对企业创新的影响及其作用机制。研究结果如下:①入选绿色工厂能显著提升企业创新能力,且相较于策略性创新,入选绿色工厂对企业实质性创新的促进效果更为显著,该影响在经过内生性检验和一系列稳健性检验之后依然成立;②机制检验结果表明,企业创新能力的提升主要通过融资约束效应、市场价值效应与外部监督效应3条路径实现;③异质性检验发现,入选绿色工厂对国有企业和小规模企业的创新、实质性创新以及策略性创新的促进效果更为显著,对资本密集型企业的创新与实质性创新的促进效果更为显著,对劳动密集型企业的策略性创新的促进效果更为显著,对西部地区企业的创新能力和策略性创新的促进效果更为显著,对东部地区企业实质性创新的促进效果更为显著;④进一步研究发现,入选绿色工厂带来的实质性创新能力提升对企业全要素生产率的促进作用更大。未来应进一步完善自愿型环境规制政策,激发企业的创新主体作用;健全绿色制造体系,强化绿色工厂的示范引领效应;促进科技创新与环境治理实践深度融合,从而带动经济实现绿色、可持续的高质量发展。

关键词 绿色工厂;企业创新;实质性创新;策略性创新

中图分类号 F273.1 **文献标志码** A **文章编号** 1002-2104(2026)04-0123-13 **DOI:10.12062/cpre.20250917**

企业作为国民经济的主体与根基,其绿色转型是实现经济社会高质量发展的关键,而创新则是推动企业绿色转型的关键动能。环境规制是推动企业绿色转型的核心政策工具,随着各类环境规制的持续健全,其对企业行为的影响在不断加深,不仅能够借助强制性环境规制设定统一的排放标准和技术要求,有效约束企业污染排放,还能通过自愿型环境规制激励企业技术创新^[1-2]。相较于强制性环境规制,自愿型环境规制作为一种新型环境治理工具,一方面能通过激励企业采取法律要求以外的环保措施来改善环境质量^[3];另一方面,拥有比强制性环境规制更加灵活的实施方式,有助于激发企业内生动力,推动技术创新和履行社会责任^[4]。工业和信息化部自2017年起组织开展绿色制造体系示范建设,其中绿色工厂的评选与认定成为这一战略的核心抓手。不同于传统的强制性环境规制,绿色工厂的创建遵循企业自愿申报、第三方评估、动态复核的原则,旨在通过标杆引领与声誉

激励,激发工业企业节能减排的内生动力。这一制度设计为学术界考察自愿型环境规制的政策效应提供了极具价值的准自然实验场景。因此,本研究以入选绿色工厂示范建设项目(以下简称入选绿色工厂)作为准自然实验,深入考察自愿型环境规制对企业创新的影响及其内在机制,以期完善中国特色的环境治理体系、推动经济社会高质量发展提供实践经验参考。

1 文献综述

创新是绿色转型的核心动力,引发了学者的持续关注。通过文献梳理,发现现有研究主要聚焦于以下3个方面。

第一,关于企业创新的影响因素研究。相关研究发现,企业创新需得到政府相关政策的支持与引导。企业创新通常受到资金积累、资本运营^[5]、融资约束^[6]、金融贷款^[7]、企业数字化程度^[8]、薪酬差距^[9]等因素影响,具有一定

收稿日期:2025-04-10 修回日期:2025-12-17

作者简介:袁航,博士,副教授,博导,主要研究方向为技术创新与产业发展。E-mail:yh@cueb.edu.cn。

基金项目:国家自然科学基金青年项目“国家试点科技政策与竞争政策协同影响产业高质量发展的效应、机制及政策优化”(批准号:72203152)。

的不确定性和风险;而政府颁布相关政策有助于缓解企业在创新过程中面临的各种困境,如政府补贴和税收优惠能缓解企业融资约束^[10]、税收激励政策能间接增加企业研发投入^[11],进而提高企业研发实际回报率、弥补创新的市场失灵^[12],提升企业创新绩效,特别是实质性创新水平^[13]。

第二,关于环境规制与企业创新关系的相关研究。作为政府治理环境的重要手段,环境规制已成为激励和引导企业绿色转型的有效方式。其中,强制性环境规制政策通常凭借行政处罚、法律追责等手段强制企业遵守环保法规,对违规行为进行惩罚;而自愿型环境规制政策通常以提供信息、技术支持、税收优惠以及市场激励等手段鼓励企业和个人采取环保行动^[14]。现有研究表明,环境规制与技术创新相辅相成,能激发“创新补偿”效应,提高企业生产率和竞争力^[15-17],或者通过环境监管吸引“新进入者”加入绿色技术市场,增加更多绿色创新^[18],但同时也会因强制企业增加环保投入费用,“挤出”企业研发投入,反而不利于企业创新^[19]。此外,环境规制工具被划分为一般经济工具和一般监管工具。其中,前者主要鼓励渐进式创新,后者通过强制实施特定技术工具支持新技术的开发和部署^[20]。而且,环境规制政策的稳定性也会对企业创新产生影响,政府频繁制定或修改环境保护政策的行为会降低企业执行外部环境法规的稳定性,致使企业面临更高的不确定性和交易成本,降低其绿色创新能力。

第三,关于企业创新类型的研究。从实质性创新和策略性创新两个不同视角进行研究表明,实施宏观产业政策会引发企业追求创新“数量”而忽视创新“质量”。这种策略性创新行为并不会使组织更具创新性,且对技术产品的帮助微乎其微^[21]。然而,也有学者研究发现,实质性创新和策略性创新均能提升品牌价值,且在知识产权保护背景下,实质性创新对品牌价值的影响较策略性创新更显著^[22]。当战略性新兴产业政策在推动企业实质性创新时,环境政策还会诱发企业开展迎合性创新^[23]。例如,政府研发补助会加剧企业策略性创新行为,而对实质性创新的影响呈“U”形^[24]。在足够透明和公平的情况下,政府研发补贴能够最大限度地激励企业从事实质性创新,并且伴随企业数字化转型,企业绿色创新数量和质量的提升效应会更强^[25]。但相较之下,数字化转型对实质性绿色创新的提升效应更强^[26]。由此可见,目前关于实质性创新与策略性创新对相关政策的响应呈现出多元化和复杂化的效应,深入考察和厘清自愿型环境规制对企业创新以及实质性创新与策略性创新的真实影响,极具重要性和紧迫性。

目前,中国环境治理体系和治理能力处于发展阶段^[27],如何构建基于自愿型环境规制的创新激励机制,鼓励企业在“数量”和“质量”层面共同提升创新能力,依旧

任重道远。对此,本研究根据《关于开展绿色制造体系建设的通知》,以入选绿色工厂作为准自然实验,系统考察自愿型环境规制对企业创新以及不同创新类型的影响,具有较强的现实意义和理论价值。本研究可能的边际贡献是:①系统分析了自愿型环境规制影响企业创新的理论机制,并将其总结为融资约束效应、市场价值效应和外部监督效应,拓展了现有关于环境规制与企业创新领域的研究。②采用多时点双重差分模型检验了自愿型环境规制对企业创新、实质性创新以及策略性创新的净影响,丰富了环境规制与企业创新方面的研究结论。③从企业所有制、规模、行业以及区域等4个方面考察了自愿型环境规制对企业创新、实质性创新与策略性创新的差异化影响,为未来政府相关部门制定有针对性的政策建议提供了依据和参考。④通过进一步拓展研究,考察了入选绿色工厂对企业全要素生产率的影响,延伸和拓展了本研究的结论。

2 制度背景与理论假说

2.1 制度背景

绿色工厂是绿色制造体系建设的基础单元与实施主体,企业能否入选绿色工厂须经过严格的审批过程:企业首先开展自评,并委托第三方评价机构进行独立评估,随后自主申报,由所在地方的监管部门审核并择优推荐上报,最后由工业和信息化部根据《绿色工厂评价通则》等相关标准,对企业绿色化水平进行量化评级,最终确定该企业是否入选绿色工厂。工业和信息化部于2016年启动绿色制造体系示范建设项目,于2017年公布了第一批绿色工厂名单,2018年2月和9月又陆续公布了两批绿色工厂名单。此后,随着绿色制造体系逐步完善,工业和信息化部每年批准一批企业入选绿色工厂。截至2023年底,已累计公布8批绿色工厂名单(表1)。为了方便后期对绿色工厂进行追踪指导和动态管理,工业和信息化部还推行了“企业绿码”措施,即结合绿色工厂的量化分级评价和赋码等方式,将绿色工厂划分为A⁺、A、B共3个等级,其占比分别为5%、35%、60%,直观反映绿色工厂的绿色化水平以及其在所有绿色工厂和所属行业中的位置。总之,设立绿色工厂示范建设项目有利于构建绿色制造体系,提升企业绿色竞争力,加快经济社会发展全面绿色转型。

2.2 理论假说

绿色发展已经成为推动制造业转型、经济高质量发展及实现碳减排的新途径^[28]。作为绿色制造体系的主体部分和绿色转型的主要内容,入选绿色工厂不仅是对企业绿色发展的权威认证,有助于树立企业良好形象,还能向社会投资者和投资机构传递可投资的积极信号,提升企业价



表1 绿色工厂分批次入选情况汇总(2017—2023年)

批次	日期	绿色工厂数/家
1	2017. 04	201
2	2018. 02	208
3	2018. 09	391
4	2019. 04	602
5	2020. 06	719
6	2021. 07	662
7	2022. 04	874
8	2023. 07	1 488
合计		5 145

注:根据工业和信息化部历年公布的绿色制造企业名单手工整理。

值^[29],进而缓解融资约束,激励企业创新。同时,在政府政策支持下,入选绿色工厂的企业会有更多机会获得政策补贴和税收优惠,这有助于增强企业资金实力^[30],进而加大研发投入、促进创新。此外,入选绿色工厂的企业作为行业标杆,具有经营管理水平高、规模大、环境绩效好等特点,不仅自身具备更强的技术创新动力,还必须接受政府和公众监督,倒逼其主动学习并强化绿色发展理念,积极履行绿色环保责任^[27,31],主动投入技术研发,强化创新对企业提高绿色生产效率的促进作用^[32]。基于此,提出研究假说H1。

H1:入选绿色工厂能显著提升企业创新能力。

一般而言,实质性创新通常能以高价值、难模仿等属性提高企业技术壁垒,助力企业快速有效地占领市场,提升企业抵御风险的能力^[33],增强企业竞争优势^[21]。相较之下,虽然策略性创新能为企业带来一定的政策优势,但其无法将绿色效益传导至企业价值^[34],且创新成果技术含量较低,因而对企业竞争力的提升作用较小^[35],无法带动企业价值长久提升。因此,随着市场竞争程度的加剧,当企业入选绿色工厂后,相关政府部门的监督会不断倒逼企业提升绿色认知水平^[36],增加对环保项目的投资需求^[37]。这对企业真实创新能力提出了较高的要求,有助于提高企业实质性创新水平。据此,提出研究假说H2。

H2:入选绿色工厂对企业实质性创新的影响大于对其策略性创新的影响。

企业是否创新,取决于对创新收益与创新成本之间的权衡。由于创新具有高成本、高风险、长周期等特点,仅依靠企业内部资金,通常难以顺利完成创新。企业入选绿色工厂之后,将有机会享受绿色转型升级资金和专项建设资金,也能获得企业所在地政府给予的一次性现金奖励、项目设备投资额补助,以及研发补贴、税收优惠与融资机构优惠的贷款利率等配套资金支持。这些举措有助于降低企业研发费用和研发成本,通过多元融资渠

道缓解融资约束^[38],规避企业创新研发资金链中断的风险^[39],从而保障企业创新研发活动得以顺利开展。此外,企业入选绿色工厂之后,有利于推动企业提升经营业绩,提高业务收入,缓解融资约束,进而强化企业创新支持力度,增强企业创新能力。基于此,提出研究假说H3a。

H3a:入选绿色工厂的企业能够通过降低企业融资约束效应促进创新。

企业创新与企业价值联系紧密,企业价值的提升通常有利于促进企业创新^[40]。企业入选绿色工厂,能够向外传递其自觉履行社会责任的信号,这有利于缓解企业与投资者之间信息不对称状况,吸引投资者增加对环境绩效较好企业的投资,从而获得长期投资效益^[41]。企业入选绿色工厂之后,能够以更加绿色环保的生产方式投入生产,从而获得更高的资源利用效率与更低的生产成本,增强企业市场竞争力,提升企业价值与创新风险应对能力。此时,入选绿色工厂的企业凭借环保免检、冬季不限产等优势资格,保持生产的稳定性,为长期创新研发活动提供稳定保障。总之,当入选绿色工厂的企业其市场价值增加时,企业会加大研发投入,积极提升其创新水平。基于此,提出研究假说H3b。

H3b:入选绿色工厂的企业能够通过提升市场价值效应促进创新。

一般而言,媒体等公众监督平台是环境治理的有效方式^[42],入选绿色工厂的企业应接受政府和公众媒体长期监督,并定期在公共服务平台披露绿色制造水平指标、企业生产经营活动、企业绩效等信息。这会对企业产生较大的外部压力,“倒逼”企业进行绿色生产经营活动,提高绿色信息披露质量,增加绿色投资,形成更多绿色创新成果,进而增强企业创新能力^[27,43],确保企业长期绿色高效生产。与此同时,企业生产活动对环境所产生的经济负外部性会促使相关部门加大监管力度,引发市场和投资机构关注,产生“棘轮效应”,激励企业谋求更高的企业价值,增强企业创新能力^[44]。此时,对入选绿色工厂的企业而言,其从事绿色生产活动对外部环境产生的正外部性会持续推动企业不断追求更高的企业价值与创新能力。基于此,提出研究假说H3c。

H3c:入选绿色工厂的企业能够通过加强企业外部监督效应促进创新。

3 模型构建与变量说明

3.1 模型构建

以企业入选绿色工厂为外生冲击,将有下属工厂或者本级企业入选绿色工厂名录的上市企业作为处理组,将未入选的上市企业作为对照组。由于企业入选绿色工

厂分批次进行,进入处理组的时间不同,因此采用多期双重差分法进行检验^[45]。回归方程设定为如下形式:

$$I_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 G_{i,t} + \alpha_2 C_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: i,t 分别代表企业个体和年份; $I_{i,t}$ 代表上市企业 i 在 t 年的创新水平; $G_{i,t}$ 是指企业是否入选绿色工厂的虚拟变量; $C_{i,t}$ 表示一系列控制变量; α_0 为常数项; α_1 和 α_2 为待估参数; μ_i 表示个体固定效应; η_t 表示时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

3.2 变量说明

3.2.1 被解释变量

被解释变量为企业创新能力,采用年度专利授权数加1取自然对数来测度。借鉴创新类型划分的传统方法,本研究将创新分为实质性创新与策略性创新两种类型。其中,实质性创新(包括发明专利和实用新型专利)能够更好地反映专利质量^[46],采用企业发明专利与实用新型专利授权数之和加1后取自然对数来测度;策略性创新则采用外观设计专利授权数加1后取自然对数来测度。

3.2.2 解释变量

入选绿色工厂($G_{i,t}$)是衡量企业是否入选绿色工厂的虚拟变量。其赋值依据2017—2023年工业和信息化部公布的8批绿色工厂示范名单确定:若上市企业 i 或者旗下企业在 t 年入选绿色工厂,则 $G_{i,t}$ 在 t 年及之后年份赋值为1,否则赋值为0。

3.2.3 控制变量

为了降低因遗漏变量产生的估计偏误,还选择了一系列控制变量,包括:①总资产,采用上市企业年末资产总计取自然对数进行测度;②总负债,采用上市企业年末负债总计取自然对数进行测度;③员工人数,采用上市企业年末员工总人数取自然对数进行测度;④流动资金比率,采用上市企业流动资金总计与资本总计的比值进行测度;⑤现金流量,采用上市企业经营活动产生的现金流

净额与总资产的比值进行测度;⑥企业存续年限,采用样本当年减去成立年份加1后取自然对数测度;⑦经营资产结构,采用固定资产占在建工程总资产的比例来测度。

采用2008—2023年A股上市企业微观数据,剔除金融业、货币服务业和房地产业以及关键变量数据缺失较多的企业;剔除ST、*ST上市企业;此外,针对部分缺失数据,采用插值法进行填补。企业专利数据和其他控制变量数据来自国泰安数据库(CSMAR)。主要变量的描述性统计见表2。

4 实证结果与分析

4.1 基准回归

运用公式(1)检验入选绿色工厂对创新产生的净影响,结果见表3。表3列(1)—列(3)未加入控制变量,由结果可知,入选绿色工厂对企业创新能力、实质性创新与策略性创新的估计系数均在1%水平上显著为正,表明入选绿色工厂能显著提升企业创新水平。当加入控制变量之后,由列(4)可知,入选绿色工厂对企业创新能力的估计系数为0.217,且在1%水平上显著,说明相对于未入选绿色工厂的企业,入选绿色工厂企业的创新能力明显增强,验证了研究假说H1。进一步地,由列(5)—列(6)可知,入选绿色工厂对企业实质性创新与策略性创新的估计系数均在1%水平上显著为正,且对前者的影响大于后者,说明入选绿色工厂对企业实质性创新的提升作用高于对策略性创新的提升作用,验证了研究假说H2。

4.2 内生性检验

4.2.1 以地区能源消费结构低碳化指数为工具变量

一般而言,碳排放水平是直观反映地区绿色转型程度的重要指标。2022年《国家发展改革委 国家能源局关于完善能源绿色低碳转型体制机制和政策措施的意见》明确提出,完善能耗“双控”和健全绿色能源消费促进机

表2 变量的描述性统计

变量	最小值	中位数	最大值	平均值	样本数	标准差
入选绿色工厂	0	0	1	0.100	36 044	0.300
企业创新能力	0	1.800	9.100	1.800	36 044	1.600
实质性创新	0	1.600	9.000	1.700	36 044	1.500
策略性创新	0	0	7.000	0.500	36 044	1.100
总资产	16.200	22.000	28.700	22.200	36 044	1.300
总负债	12.900	21.000	28.400	21.100	36 044	1.700
员工人数	0.700	7.600	13.500	7.700	36 044	1.300
流动资金比率	0	0.600	1	0.600	36 044	0.200
现金流量	-11.100	0	2.200	0.000	36 044	0.100
企业存续年限	0	2.900	4.200	2.900	36 040	0.400
经营资产结构	0	0.200	1	0.300	36 043	0.200



表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业创新能力	实质性创新	策略性创新	企业创新能力	实质性创新	策略性创新
入选绿色工厂	0.232*** (5.606)	0.230*** (5.770)	0.112*** (4.033)	0.217*** (5.287)	0.217*** (5.505)	0.103*** (3.697)
控制变量	NO	NO	NO	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	36 043	36 043	36 043	36 038	36 038	36 038
调整R ²	0.737	0.736	0.705	0.739	0.739	0.706

注:*** $P < 0.01$;括号内数值为 t 值。

制,旨在推动能源结构优化,这对能源消费结构产生了影响^[47]。基于此,本研究选用地区能源消费结构低碳化指数作为工具变量:一是能源消费结构低碳化水平越高,意味着该地区对企业绿色生产行为的监管更加有力,更有利于“倒逼”企业进行清洁化生产和运营,使其满足绿色工厂评价标准的要求,有助于企业入选绿色工厂,符合工具变量的相关性原则;二是能源消费结构低碳化水平反映的是消费领域宏观层面的消费结构低碳化水平,与生产领域微观层面单个企业的创新行为无直接关联,符合工具变量的外生性原则。因此,采用两阶段最小二乘估计进行回归,结果见表4。由列(1)可知,能源消费结构低碳化水平对入选绿色工厂的影响显著为正;列(2)表明,入选绿色工厂在5%水平上显著促进企业创新,验证了假说H1。由列(3)—列(4)可知,入选绿色工厂对实质性创新的促进作用比对策略性创新的促进作用更大且更显著,验证了假说H2,与基准结论一致。

4.2.2 构造新工具变量

以同行业其他入选绿色工厂企业数占同行业企业总数的比例作为工具变量^[48]。一方面,同行业其他企业入

选绿色工厂会通过“示范”“带头”效应激励企业进行绿色转型,使其更好地满足绿色工厂的评定标准,增加其进入绿色工厂的概率,符合相关性原则;另一方面,同行业其他企业是否入选绿色工厂对本企业的创新成果无直接影响,满足工具变量的外生性原则。因此,本研究采用两阶段最小二乘估计进行回归,结果见表5。由表5中列(1)—列(2)可知,入选绿色工厂对企业创新能力的估计系数在1%水平上显著为正,验证了研究假说H1。此外,由列(3)—列(4)可知,入选绿色工厂对企业实质性创新的促进作用比对策略性创新的促进作用更大且更显著,验证了研究假说H2。综上,研究结论是稳健的。

4.2.3 熵平衡法

利用熵平衡法(entropy balancing)^[49]减少处理组和对照组之间的选择偏差。该方法的思想是通过调整样本权重,使处理组和对照组在关键协变量上的分布趋于一致,从而降低选择偏差,缓解内生性问题。因此,本研究同时控制处理组与对照组样本协变量一阶矩,对处理组和对照组进行熵平衡匹配,并采用加权最小二乘法进行回归,结果见表6。结果显示,经过熵平衡匹配后,入选绿色工厂对

表4 内生性检验结果——以地区能源消费结构低碳化指数为工具变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段 入选绿色工厂	第二阶段 企业创新能力	第二阶段 实质性创新	第二阶段 策略性创新
能源消费结构低碳化水平	0.019*** (0.006)			
入选绿色工厂		2.839** (1.412)	2.373* (1.286)	1.155 (0.794)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本数	25 275	25 275	25 275	25 275
调整R ²		-0.627	-0.453	-0.188

注:* $P < 0.10$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$;括号内数值为 t 值。

表 5 内生性检验结果——构造新工具变量

变量	(1) 第一阶段 入选绿色工厂	(2) 第二阶段 企业创新能力	(3) 第二阶段 实质性创新	(4) 第二阶段 策略性创新
构造新工具变量	0.879*** (0.056)			
入选绿色工厂		0.356* (0.199)	0.379** (0.189)	0.121 (0.117)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本数	35 933	35 933	35 933	35 933
调整 R^2		0.012	0.011	0.006

注：* $P<0.10$ ，** $P<0.05$ ，*** $P<0.01$ ；括号内数值为 t 值。

企业创新能力的影响在 1% 水平上显著为正，验证了研究假说 H1。此外，入选绿色工厂对企业实质性创新和策略性创新的影响分别在 1% 和 5% 水平上显著为正，且对前者的影响更大，与基准结论一致，验证了研究假说 H2。这说明，入选绿色工厂对企业创新的促进作用不受样本选择偏差的影响，且研究中的内生性问题得到了有效控制。

表 6 熵平衡法检验结果

变量	(1) 企业创新能力	(2) 实质性创新	(3) 策略性创新
入选绿色工厂	0.128*** (2.706)	0.129*** (2.775)	0.070** (2.148)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
样本数	36 038	36 038	36 038
调整 R^2	0.850	0.850	0.850

注：** $P<0.05$ ，*** $P<0.01$ ；括号内数值为 t 值。

4.3 稳健性检验

4.3.1 替换被解释变量

采用企业专利申请数加 1 后取自然对数作为创新的衡量指标，重新进行估计，结果见表 7。结果表明，入选绿色工厂对企业创新的影响在 1% 水平上显著为正，能显著提升企业创新能力，验证了研究假说 H1；入选绿色工厂均在 1% 水平上促进了企业实质性创新与策略性创新，且对实质性创新的促进作用更大，验证了研究假说 H2。该结果与基准回归结果基本一致，证明了基准回归结论的稳健性。

4.3.2 安慰剂检验

为进一步验证企业创新是由入选绿色工厂冲击带来的，而非其他不可观测因素导致的，本研究采用随机生成

表 7 替换被解释变量检验结果

变量	(1) 企业创新能力	(2) 实质性创新	(3) 策略性创新
入选绿色工厂	0.175*** (4.192)	0.174*** (4.291)	0.071*** (2.580)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
样本数	36 038	36 038	36 038
调整 R^2	0.727	0.725	0.701

注：*** $P<0.01$ ；括号内数值为 t 值。

处理组的方法进行安慰剂检验，并绘制了 500 次反事实估计所得估计系数和 t 值的核密度图（图 1）。其中，估计系数核密度图符合正态分布且估计系数集中分布在 0 值附近； t 值核密度图总体呈正态分布且集中于 0 值附近。该结果验证了基准结论的稳健性。同理，实质性创新和策略性创新的安慰剂检验也验证了基准结论的稳健性。限于篇幅，结果备索。

4.3.3 平行趋势检验

采用双重差分模型进行政策评估时须保证处理组和对照组之间满足平行趋势假定，本研究以样本首期作为基期进行平行趋势检验^[50]。首先，入选绿色工厂前、后企业创新能力的变化情况见表 8，组间差异性检验显著为正，这表明入选绿色工厂提升了企业的创新能力，与基准回归结论一致。其次，如图 2 所示，在绿色工厂示范项目实施之前，处理组和控制组之间的差异基本在 0 值附近波动，说明不存在显著差异，满足平行趋势检验；在绿色工厂示范项目实施之后，从前 1 期开始有了明显的跃升，这主要是因为政策的实施通常会因提前规划和布局而存在渗透。具体来讲，虽然第一批绿色工厂示范建设项目于 2017 年获批，但在 2016 年就已经出台相关政策实施文件。因此，

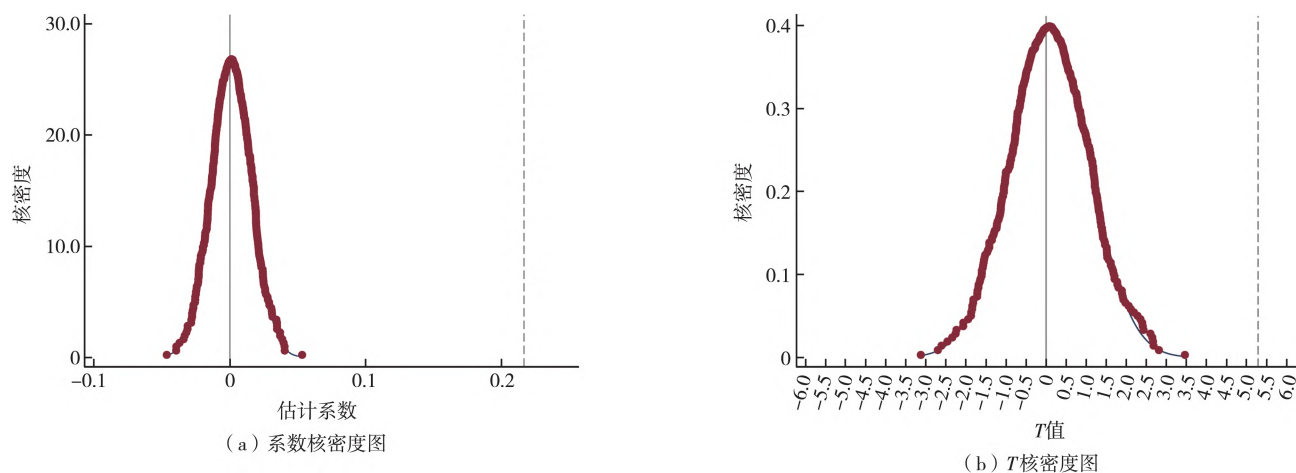


图1 创新能力安慰剂检验

在绿色工厂获批的前1期已经出现了期望趋势,并且较为直观地呈现在平行趋势检验图中。总体而言,相较于未入选企业,入选绿色工厂能提升企业创新能力、实质性创新以及策略性创新。

表8 入选绿色工厂前后企业创新变化情况

变量	入选前均值	入选后均值	组间均值差异
企业创新能力	1.75	2.72	0.970***
实质性创新	1.63	2.56	0.938***
策略性创新	0.46	0.85	0.393***

注:*** $P < 0.01$;括号内数值为 t 值。

表9 PSM-DID 检验结果

变量	(1) 企业创新能力	(2) 实质性创新	(3) 策略性创新
入选绿色工厂	0.217*** (5.285)	0.216*** (5.487)	0.103*** (3.691)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
样本数	36 032	36 032	36 036
调整 R^2	0.739	0.738	0.706

注:*** $P < 0.01$;括号内数值为 t 值。

4.3.4 PSM-DID 检验

为降低处理组与对照组企业之间因系统性差异给估计结果带来的偏误,本研究选择近邻匹配法对数据进行平衡,并采用倾向得分匹配双重差分模型进行估计,结果见表9。由表9可知,入选绿色工厂能在1%水平上显著增强企业创新能力,并且对企业实质性创新的促进作用大于对策略性创新的促进作用,验证了研究假说H1和H2,进一步验证了基准结论的稳健性。

4.3.5 变换固定效应

通过变换固定效应,控制来自不同时点、不同省份以及不同行业等其他不可观测因素对绿色工厂促进企业创新的影响。首先,引入时间与行业固定效应交互项后重新进行回归,结果见表10列(1)一列(3),表明入选绿色工厂对企业创新的影响在1%水平上显著为正,入选绿色工厂能显著提升企业创新能力,且其对企业实质性创新的促进作用比对策略性创新的促进作用更大,验证了研究假说H1和H2。其次,引入时间与省份固定效应交互项后重新

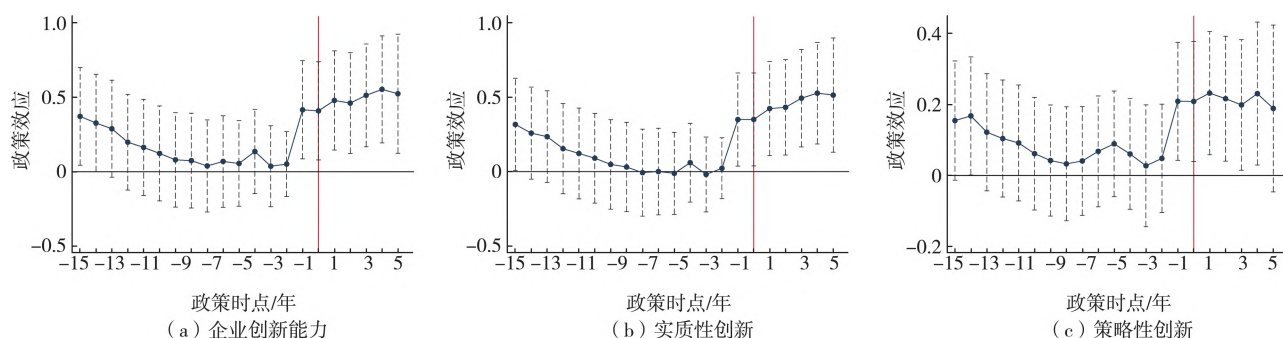


图2 平行趋势检验

表 10 变换固定效应的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业创新能力	实质性创新	策略性创新	企业创新能力	实质性创新	策略性创新
入选绿色工厂	0.204*** (4.931)	0.200*** (5.034)	0.095*** (3.296)	0.202*** (4.954)	0.204*** (5.170)	0.098*** (3.570)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间×行业固定	YES	YES	YES	NO	NO	NO
时间×省份固定	NO	NO	NO	YES	YES	YES
样本数	35 933	35 933	35 933	36 038	36 038	35 933
调整 R^2	0.744	0.743	0.711	0.743	0.743	0.707

变量	(7)	(8)	(9)
	企业创新能力	实质性创新	策略性创新
入选绿色工厂	0.194*** (4.754)	0.194*** (4.886)	0.089*** (3.186)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
时间×行业固定	YES	YES	YES
时间×省份固定	YES	YES	YES
样本数	35 933	36 933	35 933
调整 R^2	0.748	0.746	0.711

注:*** $P<0.01$;括号内数值为 t 值。

进行回归分析,结果见列(4)—列(6)。结果表明,入选绿色工厂能在 1% 水平上显著促进企业创新,且对企业实质性创新的促进作用比对策略性创新的促进作用更大,验证了研究假说 H1 和 H2。最后,同时引入时间与行业固定效应交互项以及时间与省份固定效应交互项后重新进行回归,结果见列(7)—列(9)。结果表明,入选绿色工厂依然能在 1% 水平上显著提升企业创新能力,且对企业实质性创新的提升作用较策略性创新更大,验证了研究假说 H1 和 H2,证明了基准结论的稳健性。

5 机制检验

5.1 融资约束效应检验

为了检验入选绿色工厂企业能否通过缓解融资约束提升创新水平,本研究通过测度融资约束指数(SA 指数)^①进行机制检验^[51]。SA 指数的绝对值越大,说明融资约束程度越高。机制检验结果见表 11。由表 11 列(1)可知,入选绿色工厂能在 1% 水平上显著降低企业融资约束,说明入选绿色工厂有助于降低企业融资约束,提升企业创新水平。此外,根据融资约束指数中位数将总样本划分为高、低两组子样本,并采用融资约束指数低组子样本重新进行回归,结果见列(2)—列(4)。结果表明,入选绿色工厂对企业创新的影响在 1% 水平上显著为正,且其

对企业实质性创新能力的提升作用比对策略性创新的促进作用更大且更显著。这意味着,相较于基准结论,在融资约束水平更低的子样本中,入选绿色工厂能更加显著地促进企业创新,肯定了入选绿色工厂能够通过降低企业融资约束推动企业创新的作用渠道,验证了研究假说 H3a。

表 11 融资约束效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	融资约束	企业创新能力	实质性创新	策略性创新
入选绿色工厂	-0.047*** (-10.859)	0.218*** (2.599)	0.225*** (2.731)	0.099** (2.028)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本数	36 038	17 525	17 525	17 525
调整 R^2	0.953	0.767	0.768	0.741

注:** $P<0.05$,*** $P<0.01$;括号内数值为 t 值。

5.2 企业价值效应检验

实现绿色低碳转型是企业积极承担社会责任的表现。入选绿色工厂不仅能提升企业社会公众心中的形象和声誉,还能凭借差异化竞争提高企业市场价值^[52],有助于

①SA 指数计算: $SA = -0.737 \times \text{Size} + 0.043 \times \text{Size}^2 - 0.040 \times \text{Age}$ 。数据来自国泰安(CSMAR)数据库。



增强企业创新意愿。基于此,本研究采用托宾 Q 值测度企业市场价值^①。企业的托宾 Q 值越高,说明企业的市场价值高于资产重置成本的程度越大,即企业的市场价值越高。随后,进行机制检验,结果见表12。由列(1)可知,入选绿色工厂能在5%水平上通过显著提升企业市场价值促进企业创新。此外,根据市场价值中位数将总样本划分为高、低两个子样本,并选取企业市场价值高的子样本重新进行回归,结果见列(2)—列(4)。结果表明,入选绿色工厂对企业创新、实质性创新与策略性创新的影响均显著为正,进一步肯定了入选绿色工厂能通过提升企业市场价值增强企业创新的机制,验证了研究假说H3b。

表12 企业价值效应检验结果

变量	(1) 企业价值	(2) 企业创新能力	(3) 实质性创新	(4) 策略性创新
入选绿色工厂	0.143** (2.548)	0.200*** (3.413)	0.216*** (3.798)	0.104** (2.340)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本数	35 548	18 168	18 168	18 168
调整 R^2	0.447	0.738	0.736	0.700

注:** $P<0.05$,*** $P<0.01$;括号内数值为 t 值。

5.3 外部监督效应检验

企业对外界信息的披露能帮助投资者追踪市场信息,助力政府等有关部门监督并激励企业主动承担环境治理责任,“倒逼”企业增强创新能力、提升绩效^[53-54]。其中,上市公司的碳信息披露会强化政府与公众对企业绿色转型

的外部监督。因此,本研究采用碳信息披露指标衡量企业外部监督指数^[55],通过文本分析法对上市公司年报中有关碳信息披露的关键词^②进行检索,并以每个关键词出现的频率作为外部监督指数的代理指标,重新进行回归,结果见表13。由列(1)可知,入选绿色工厂能显著增强企业接受外部监督的能力。进一步地,根据外部监督指数中位数将总样本划分为高、低两个子样本,并选取外部监督程度较高的子样本重新进行回归,结果见列(2)—列(4)。结果表明,入选绿色工厂能同时显著提升企业创新能力、实质性创新以及策略性创新水平,充分证明了入选绿色工厂可以通过增强外部市场监督提升企业创新能力,且对实质性创新的提升作用更大。这意味着,在较高的外部市场监督作用下,企业更倾向于进行实质性创新,验证了研究假说H3c。

6 异质性检验

6.1 所有制异质性检验

考虑到不同所有制企业在发展目标、资源获取、政策响应等方面存在差异,不同所有制企业入选绿色工厂亦会对创新产生差异化影响。因此,本研究依据企业所有制性质将总样本划分为国有企业和非国有企业,重新进行回归。结果显示,相较于非国有企业,入选绿色工厂对国有企业创新能力的提升作用更显著。限于篇幅,结果备索。

6.2 规模异质性检验

为考察在不同企业规模下,入选绿色工厂对企业创新能力的差异化影响,本研究依据企业规模中位数将总样本划分为大规模和小规模两个子样本,并进行分样本回归。

表13 监督效应检验结果

变量	(1) 碳信息披露	(2) 企业创新能力	(3) 实质性创新	(4) 策略性创新
入选绿色工厂	2.660*** (6.530)	0.166*** (3.641)	0.159*** (3.611)	0.082*** (2.901)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本数	36 036	15 894	15 894	15 894
调整 R^2	0.435	0.760	0.762	0.735

注:*** $P<0.01$;括号内数值为 t 值。

①托宾 Q 计算公式为:上市公司市值/资产总计。数据来自国泰安(CSMAR)数据库。

②企业碳信息披露文本检索关键词为:碳中和、碳达峰、碳排放峰值、碳排放达峰、二氧化碳排放达到峰值、“双碳”、零碳、脱碳、无碳、减碳、固碳、低碳企业、低碳转型、低碳理念、低碳意识、低碳宣传、低碳生活、低碳规划、低碳引领、低碳环保、清洁低碳、绿色低碳、节能低碳、节能降碳、减污降碳、节能减排降碳、低碳发展、低碳产品、清洁生产、碳排放管理、低碳技术、低碳科技、低碳科技创新、低碳产业、碳排放控制、低碳认证、碳汇、碳足迹、温室气体排放目标、温室气体排放标准、温室气体减排、碳减排、降低碳排放强度、控制温室气体排放、降低碳排放、碳排放达标、碳排放对标。碳信息披露指标数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。

结果表明,相较于大规模企业,入选绿色工厂对小规模企业创新、实质性创新以及策略性创新的提升作用更大且更显著。这意味着,在优胜劣汰的市场环境中,小规模企业通常更具动力进行创新,以不断提升自身市场价值与竞争力。同时,小企业拥有更加简单和灵活的组织架构,更易于适应市场环境变化,从而更有利于促进研发创新。限于篇幅,结果备索。

6.3 行业异质性检验

为考察在不同行业中,自愿型环境规制对企业创新的差异化影响,本研究依据《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017),将总样本按照生产要素密集程度划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型^[56]①,并进行分样本回归。结果表明,入选绿色工厂对资本密集型行业中企业创新能力与实质性创新的促进作用更大;对劳动密集型行业中企业策略性创新的提升作用更大。这意味着,在资本密集型行业中,企业凭借更丰富的资金和技术设备支持拥有较高的生产效率,在环境规制下更容易通过资源再配置效应实现创新补偿,从而确保其拥有更强的创新能力与实质性创新水平。而技术密集型行业中的企业本身具有较高的技术创新水平,此时由环境规制带来的创新能力与实质性创新能力的提升作用在边际上反而较小。此外,在劳动密集型行业中,企业对技术创新和设备的依赖度较低,当环境规制带来成本增加时,企业主要通过削减劳动力来降低成本,因而环境规制对企业创新以及实质性创新的影响较小^[57]。限于篇幅,结果备索。

6.4 区域异质性检验

区域间存在的较大差异,导致自愿型环境规制对企业创新的影响亦存在差异。基于此,本研究根据东部、中部和西部将总样本划分为3个子样本分别进行回归,结果显示:首先,入选绿色工厂能同时提升企业创新能力、实质性创新与策略性创新,且对西部地区的促进作用在边际上更大。其次,入选绿色工厂对东部地区企业实质性创新的提升作用最大。这是因为,东部发达地区多为高新技术企业集聚区,能为实质性创新成果的研发和应用提供资源、技术和场景支撑,进而显著增强企业实质性创新能力。最后,入选绿色工厂对西部地区策略性创新的提升作用最大。这表明,由于西部地区经济发展水平较低,大部分企业从事高难度实质性创新的能力相对不足,在自愿型环境规制下更容易实现难度较低的策略性创新。限于篇幅,结果备索。

7 进一步研究

环境规制一方面会“倒逼”企业加大环保投资力度,增加企业成本,挤出企业其他方面的投资,抑制全要素生产率的提升^[58];另一方面,环境规制会通过“创新补偿效应”和“学习效应”提升企业全要素生产率,激励企业技术创新^[59]。基于此,为了考察入选绿色工厂给企业创新能力、实质性创新与策略性创新带来的提升作用会如何影响全要素生产率,构建公式(2):

$$T_{i,t} = \beta_1(\alpha_1 G_{i,t}) + \beta_2 C_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \tau_d + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中: $T_{i,t}$ 是采用OP法计算的企业全要素生产率; μ_i 为个体固定效应; η_t 为时间固定效应; τ_d 为行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。当入选绿色工厂对企业创新的提升效应越大时(即 α_1 越大),回归系数 β_1 会越小。

回归结果显示,入选绿色工厂带来的企业创新水平提升效应对全要素生产率的影响在10%水平上显著为正,表明入选绿色工厂对企业创新能力的提升效应会进一步提高企业全要素生产率。入选绿色工厂对企业实质性创新和策略性创新的提升效应同样能在10%水平上显著提高企业全要素生产率,入选绿色工厂带来的企业实质性创新水平提升效应对全要素生产率的估计系数较小,入选绿色工厂带来的企业实质性创新能力的提升效应对企业全要素生产率的提升作用更大,肯定了创新是绿色增长的驱动因素^[60]。限于篇幅,结果备索。

8 结论与政策建议

本研究基于2008—2023年中国A股上市公司面板数据,以企业入选绿色工厂作为准自然实验,系统考察了自愿型环境规制对企业创新的影响与机制。研究结果如下:①入选绿色工厂能显著提升企业创新能力,相对于策略性创新,入选绿色工厂对企业实质性创新的提升作用更大,且该影响在经过内生性检验和一系列稳健性检验后依然成立。②机制检验发现,入选绿色工厂通过降低企业融资约束、提高企业市场价值以及强化企业外部监督等途径倒逼企业进行创新。③异质性检验发现,在企业所有制和规模异质性方面,入选绿色工厂对国有企业和小规模企业的创新、实质性创新以及策略性创新的提升作用更大;在行业异质性方面,入选绿色工厂对资本密集型企业的创新与实质性创新的提升作用更大;在区域异质性方面,入选绿色工厂对西部地区企业的创新能力

①其中,劳动密集型行业包括:C20、C21、C13、C14、C15、C17、C18、C19、A01、A02、A03、A05、A06、A08、A09、C22、C23、C24、C32、C34、D46、D48、D49、E50、E51、F52、G52、G53、G54、G58、G59、I63、I64、K70、L72、M73、M75、N78、P82、R85、R87、S90;资本密集型行业包括:G56、D44、A04、B11、D45、B07、C22、C31、G55、C30、R86、C26、C28、C25;技术密集型行业包括:N77、C36、M74、I65、C33、C35、C27、C29、C39、C38、C37、C41、C40。



和策略性创新的提升作用更大,对东部地区企业实质性创新的促进作用更大。④进一步研究结果显示,入选绿色工厂对企业创新能力的促进作用能进一步提升企业全要素生产率,且入选绿色工厂带来的企业实质性创新能力的提升效应对企业全要素生产率的促进作用更大。然而,受数据可获得性限制,本研究对绿色工厂影响创新的研究仅选取了上市公司样本进行分析,对中小微企业、高新技术企业等其他类型企业是否受到该政策的影响并未进行深入研究。同时,宏观环境周期是否会对研究结果产生影响也未进行具体探索,未来仍有较大的拓展空间。

根据研究所得出的结论,提出以下政策建议。

(1)完善自愿型环境规制政策,激发企业创新的主体性。一是鼓励政府部门加大对绿色创新绩效优异企业的财政支持力度,在企业研发准备阶段给予相关优惠政策,完善绿色股权融资、绿色融资租赁、绿色信托等金融工具和投资机制,并对创新研发的各个环节提供具有针对性的补贴,搭建形成财政、企业、金融机构等一体化科技投入体系。二是完善企业内部生产制度和管理模式,强化企业之间的创新合作,鼓励企业对标国际绿色生产标准,加快向低碳环保的商业模式转型,缓解资源约束短板问题,积极发挥国有企业创新优势,引导和鼓励非国有企业进行绿色创新,提升企业绿色创新能力,增强企业市场价值和竞争力。三是因地制宜制定差异化环境规制政策,依托不同地区的资源禀赋优势,积极应用云计算、大数据、人工智能、物联网等先进数字技术,带动企业生产流程自动化、智能化,提升企业创新水平,提高企业生产效率和产品质量。

(2)健全绿色制造体系,发挥绿色工厂的示范作用。一是加强对绿色工厂第三方评价机构的培训,确保入选绿色工厂企业的质量,不断完善绿色工厂监督系统,加大对企业技术创新项目的审核力度,鼓励企业进行实质性创新。同时,要参照行业标准建立有效的创新评价激励机制,对环境绩效较好、创新水平高的企业给予物质奖励和精神奖励。二是积极推广绿色工厂建设经验,发挥绿色工厂示范建设项目的引领作用。通过鼓励优秀绿色工厂企业分享生产经验,引导重点企业加强学习行业绿色生产标准,拓宽企业参与环保监督渠道等方式,不断激励企业进行实质性创新。三是构建绿色工厂培育机制,通过推行绿色工业园区一体化解决方案,提升资源利用率,形成以行业龙头企业为依托,以绿色供应标准和责任为基础的制度政策,完善绿色供应链,提升产业链整体协同创新能力和市场竞争力。四是建立多元共治模式,推动政府、园区、企业、居民协作,有效发挥政府的协调和权威作用,为企业搭建优质的创新服务平台,激励企业高效率生产并承担环境责任,有效发挥社会组织和公众的参与

及监督作用,保障各主体在其擅长的领域内发挥最大效能。

(3)推动科技创新与环境治理实践相结合,带动经济绿色、可持续、高质量发展。一是加强生态环境监测技术研发,开发高精度、动态化和智能化监测技术,利用大数据、云计算、5G、人工智能等技术提升监测效率和精准度,针对性调整生产结构,加大对环境污染企业和高污染地区的监督管理。二是利用新一代数字技术,打造智慧管控平台,推动污染排放、环境质量数据共享,整合多个管理系统。三是推进发展循环经济,鼓励进行产品生态设计、过程清洁生产、产业链利用、区域废物协同处置利用等重大技术创新与转化应用,建立废物源头减量与多层次资源高效循环利用技术体系,将绿色发展意识融入各个领域,持续带动全面绿色转型。

参考文献

- [1] 包群,邵敏,杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗?[J]. 经济研究,2013,48(12):42-54.
- [2] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励:来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020,55(9):192-208.
- [3] BORCK J C, COGLIANESE C. Voluntary environmental programs: assessing their effectiveness[J]. Annual review of environment and resources, 2009, 34(1): 305-324.
- [4] 李青原,邓力行. 自愿型环境规制政策的动态合规治理效应[J/OL]. 南开管理评论,1-37. (2025-12-12)[2025-12-17]. <https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20251210.1930.004>.
- [5] 鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究,2013,48(1):4-16.
- [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] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界,2020,36(5):52-66.
- [8] 宋德勇,朱文博,丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新:基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究,2022,48(4):34-48.
- [9] 孔东民,徐茗丽,孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究,2017,52(10):144-157.
- [10] 陈红,张玉,刘东霞. 政府补助、税收优惠与企业创新绩效:不同生命周期阶段的实证研究[J]. 南开管理评论,2019,22(3):187-200.
- [11] BLOOM N, GRIFFITH R, VAN REENEN J. Do R&D tax credits work: evidence from a panel of countries 1979-1997[J]. Journal of public economics, 2002, 85(1): 1-31.
- [12] HALL B, VAN REENEN J. How effective are fiscal incentives for R&D: a review of the evidence[J]. Research policy, 2000, 29(4/5):449-469.



- [13] 刘诗源,林志帆,冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗:基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020, 55(6): 105-121.
- [14] 刘海建,胡化广. 政府环境治理如何“以点带面”:基于自愿型环境规制的非约束性机制研究[J]. 中国工业经济, 2024(8): 80-98.
- [15] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [16] BRUNNERMEIER S B, COHEN M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries [J]. Journal of environmental economics and management, 2003, 45(2): 278-293.
- [17] 黄德春,刘志彪. 环境规制与企业自主创新:基于波特假设的企业竞争优势构建[J]. 中国工业经济, 2006(3): 100-106.
- [18] YAN Z M, YU Y, DU K R, et al. How does environmental regulation promote green technology innovation: evidence from China's total emission control policy [J]. Ecological economics, 2024, 219: 108137.
- [19] 张彩云,吕越. 绿色生产规制与企业研发创新:影响及机制研究[J]. 经济管理, 2018, 40(1): 71-91.
- [20] BERGEK A, BERGGREN C. The impact of environmental policy instruments on innovation: a review of energy and automotive industry studies [J]. Ecological economics, 2014, 106: 112-123.
- [21] 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.
- [22] 李江,吴玉鸣. 实质性创新、策略性创新与品牌价值[J]. 投资研究, 2024, 43(5): 4-18.
- [23] 邢会,王飞,高素英. 战略性新兴产业政策促进企业实质性创新了吗:基于“寻租”调节效应的视角[J]. 产经评论, 2019, 10(1): 86-99.
- [24] 王永贵,李霞. 促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, 2023(2): 131-149.
- [25] ZHAO S K, ABBASSI W, HUNJRA A I, et al. How do government R&D subsidies affect corporate green innovation choices: perspectives from strategic and substantive innovation [J]. International review of economics & finance, 2024, 93: 1378-1396.
- [26] 张泽南,钱欣钰,曹新伟. 企业数字化转型的绿色创新效应研究:实质性创新还是策略性创新[J]. 产业经济研究, 2023(1): 86-100.
- [27] 孙洪锋,刘嫦,郭娟娟. 政府绿色认证制度对制造业企业的环境激励效应与溢出效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(7): 76-87.
- [28] 靳玮,王弟海,张林. 碳中和背景下的中国经济低碳转型:特征事实与机制分析[J]. 经济研究, 2022, 57(12): 87-103.
- [29] 陈艳莹,于千惠,刘经珂. 绿色产业政策能与资本市场有效“联动”吗:来自绿色工厂评定的证据[J]. 中国工业经济, 2022(12): 89-107.
- [30] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型:基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究, 2021(12): 75-95.
- [31] 刘亦文,阳超,周韶成,等. 绿色信贷政策对企业环境信息披露的影响研究[J]. 统计研究, 2022, 39(11): 73-87.
- [32] ACEMOGLU D, AGHION P, ZILIBOTTI F. Distance to frontier, selection, and economic growth [J]. Journal of the European Economic Association, 2006, 4(1): 37-74.
- [33] JIANG L, BAI Y. Strategic or substantive innovation: the impact of institutional investors' site visits on green innovation evidence from China [J]. Technology in society, 2022, 68: 101904.
- [34] 闫静波,贺小刚,陈元,等. 困境企业价值再造:实质性创新还是策略性创新[J]. 管理评论, 2023, 35(6): 92-110.
- [35] LI J Q, REN H, ZHANG C C, et al. Substantive innovation or strategic innovation: research on multiplayer stochastic evolutionary game model and simulation [J]. Complexity, 2020, 2020: 9640412.
- [36] 和苏超,黄旭,陈青. 管理者环境认知能够提升企业绩效吗:前瞻型环境战略的中介作用与商业环境不确定性的调节作用[J]. 南开管理评论, 2016, 19(6): 49-57.
- [37] 王辉,林伟芬,谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(12): 173-194.
- [38] 王馨,王营. 环境信息公开的绿色创新效应研究:基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究, 2021(10): 134-152.
- [39] ACEMOGLU D, AKCIGIT U, HANLEY D, et al. Transition to clean technology [J]. Journal of political economy, 2016, 124(1): 52-104.
- [40] GRILICHES Z. Patent statistics as economic indicators: a survey [J]. Journal of economic literature, 1990, 28(4): 1661-1707.
- [41] KRUEGER P, SAUTNER Z, STARKS L T. The importance of climate risks for institutional investors available for purchase [J]. Review of financial studies, 2020, 33(3): 1067-1111.
- [42] LI Z H, HUANG Z M, SU Y Y. New media environment, environmental regulation and corporate green technology innovation: evidence from China [J]. Energy economics, 2023, 119: 106545.
- [43] 霍江林,梁世裕. 分析师对环保信息的关注能提高重污染企业绿色投资吗[J]. 金融理论与实践, 2024(4): 58-70.
- [44] 邱牧远,殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 108-123.
- [45] 吕越,张昊天,谢红军. 土地引资、激励扭曲与企业策略性创新:来自工业用地出让的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(8): 113-132.
- [46] 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.
- [47] 张华,魏晓平. 绿色悖论抑或倒逼减排:环境规制对碳排放影响的双重效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(9): 21-29.
- [48] 朱健,徐光华,李晓东. 企业 ESG 表现与创新质量:基于专利多维度视角的分析[J]. 产业经济评论, 2025(3): 143-168.
- [49] HAINMUELLER J. Entropy balancing for causal effects: a multi-variate reweighting method to produce balanced samples in observational studies [J]. Political analysis, 2012, 20(1): 25-46.
- [50] 王茂斌,叶涛,孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露:基于中国绿色工厂创建的政策实验[J]. 经济研究, 2024, 59(2): 116-134.
- [51] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index available for purchase [J]. Review of financial studies, 2010, 23(5): 1909-1940.



- [52] 朱乃平,朱丽,孔玉生,等. 技术创新投入、社会责任承担对财务绩效的协同影响研究[J]. 会计研究,2014(2):57-63.
- [53] 陈钦源,马黎珺,伊志宏. 分析师跟踪与企业创新绩效:中国的逻辑[J]. 南开管理评论,2017,20(3):15-27.
- [54] JING C X, KEASEY K, LIM I, et al. Analyst coverage and corporate environmental policies[J]. Journal of financial and quantitative analysis, 2024, 59(4): 1586-1619.
- [55] 孙晓华,车天琪,马雪娇. 企业碳信息披露的迎合行为:识别、溢价损失与作用机制[J]. 中国工业经济,2023(1):132-150.
- [56] 尹美群,盛磊,李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效:基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论,2018, 21(1):109-117.
- [57] 冯宗宪,贾楠亭. 环境规制与异质性企业技术创新:基于工业行业上市公司的研究[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(3): 20-34.
- [58] GRAY W B, SHADBEGIAN R. Environmental regulation and manufacturing productivity at the plant level[R]. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1993.
- [59] 李树,陈刚. 环境管制与生产率增长:以 APPCL2000 的修订为例[J]. 经济研究,2013,48(1):17-31.
- [60] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率:来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5):5-23.

Voluntary environmental regulations and corporate innovation: substantive innovation or strategic innovation?

YUAN Hang, WANG Ziqin

(School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract Enhancing the innovation capabilities of enterprises is a key pathway to achieving high-quality economic development. This study treated green factory certification under China's Green Manufacturing System Demonstration Project as a quasi-natural experiment. Using panel data from A-share listed companies spanning 2008 to 2023 and employing a multi-period difference-in-differences (DID) model, the study examined the impact of voluntary environmental regulations on corporate innovation and its underlying mechanisms. The results were as follows: ① Obtaining green factory certification significantly enhanced corporate innovation, and the effect on substantive innovation was stronger than on strategic innovation; this finding remained robust after endogeneity tests and a series of robustness checks. ② Mechanism analysis showed that enhancement in innovation capabilities was primarily achieved through three channels: financing constraint effects, market value effects, and external oversight effects. ③ Heterogeneity tests revealed that obtaining green factory certification had a more pronounced impact on innovation, substantive innovation, and strategic innovation for state-owned and small-scale enterprises; it benefited capital-intensive enterprises more in terms of innovation and substantive innovation for state-owned and small-scale enterprises; it benefited labor-intensive enterprises in terms of strategic innovation; it had a stronger effect on innovation and strategic innovation for enterprises in the western region; and it enhanced substantive innovation more for enterprises in the eastern region. ④ Further analysis indicated that the promotion of substantive innovation resulting from obtaining green factory certification had a greater positive effect on enterprises' total factor productivity. In the future, it is necessary to further improve voluntary environmental regulation policies to stimulate enterprises' initiative in innovation, refine the green manufacturing system to leverage the demonstrative role of green factories, and promote the deep integration of technological innovation with environmental governance practices, thereby comprehensively driving green, sustainable, and high-quality economic development.

Key words green factory; corporate innovation; substantive innovation; strategic innovation

(责任编辑:王爱萍)