环境规制效应的路径偏移

——来自清洁生产标准政策的经验证据

张平淡

(北京师范大学 经济与工商管理学院,北京 100875)

摘要:中国许多旨在减污降碳的环境规制政策,对企业绿色技术创新的作用有限。本文基于中国制造企业微观数据与专利数据,详细刻画了 1998—2014 年中国制造业企业绿色专利的年度变化趋势。在此基础上,以清洁生产标准的实施为准自然实验,细致检验了其对企业绿色技术创新的影响及机制。研究发现,样本期内清洁生产标准实施未能显著推动企业绿色技术创新,这一结论在考虑异质性处理效应后依然稳健。机制分析表明,清洁生产标准实施促进了企业对生产设备和治污设备的投资,挤占了企业研发投入,即企业选择了渐进式创新而不是研发创新来实现清洁生产。本文基于政策协同视角的进一步分析发现,创新激励政策会缓解清洁生产标准对企业绿色技术创新的负面影响。本文为充分利用现有生态环境制度体系协同推进企业减污、减碳、扩绿、增长提供了重要的经验启示。

关键词:波特假说;清洁生产标准;绿色技术创新;环境规制

中图分类号:F062.9　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1003-5230(2025)01-0134-14

一、引言

习近平总书记在主持二十届中央政治局第十一次集体学习时指出:“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力。”企业绿色技术创新作为新质生产力的重要内涵,是推动绿色发展、实现“双碳”目标的核心动力,是协调经济高质量发展与生态环境保护的关键因素。波特假说(Porter Hypothesis)认为环境规制与企业提升竞争力并不冲突[1],环境规制在一定程度上能够带动企业创新,这种创新补偿效应甚至能够弥补遵循环境规制所产生的合规成本,动态来看,有利于强化企业竞争优势。以往研究涵盖的是较为广泛的一般技术创新[2],Acemoglu 等(2016)研究认为应该关注绿色技术创新[3],这对推动经济社会发展绿色转型至关重要。当政府通过环境规制约束企业时,企业可以积极开展绿色技术创新活动以满足规制要求,也可以通过生产设备和治污设备的更新来满足环保技术标准。然而,现实中企业往往选择购买达标的生产设备和治污设备,这在一定程度上挤占

收稿日期:2024-08-12

基金项目:北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心重大项目“人与自然和谐共生现代化研究”(23LLMLA057)

作者简介:张平淡(1977—),男,湖北赤壁人,北京师范大学经济与工商管理学院教授,博士生导师。

了企业在绿色技术创新活动上的研发投入，不利于释放企业绿色发展的潜力。因此，为了统筹经济发展和环境保护，不仅需要发挥环境规制本身的环境效应，还要引导企业积极从事研发创新，尤其是绿色技术创新[4]，即环境规制政策有效实施的最优路径是推动企业绿色技术创新，引导企业生产方式转型升级，带动资源能源节约和污染排放减少，促进企业经济效率提高，实现环境目标和经济绩效的协同[5]。

绿色技术创新是一类适应生态环境和满足生态环境目标的新型现代技术，是基于生态文明理念对传统技术的升级和优化，是推动经济绿色发展的重要动力。当前，中国企业绿色技术创新供给不足。从中国制造业企业与专利数据匹配结果来看，1998—2014 年间，总共约有 125888 家中国制造业企业申请过专利，占所有企业数量的 13.72%，进行发明专利申请的企业占 7.42%，这一结果与寇宗来和刘学悦(2020)的结论基本一致[6]。而若只看绿色发明专利，此比重进一步下降到 1.27%，绿色技术创新企业基数过低。1998—2014 年，申请过发明专利的企业占比从 0.27%上升到 11.59%，申请过绿色专利的企业占比从 0.03%上升到 1.72%。从企业平均专利比率(专利申请数量/企业资产总额×100%，其中企业资产总额以千万元为单位)来看，同期专利总数比率由 1.94%上市至 25.69%，其中发明专利比率由 0.12%上升至 7.65%，绿色发明专利比率由 0.01%上升至 0.30%(见图 1)。相对于企业专利总数比率、发明专利比率水平，绿色发明专利比率较低，企业绿色技术创新与企业一般创新并不同步，企业绿色技术创新供给不足。

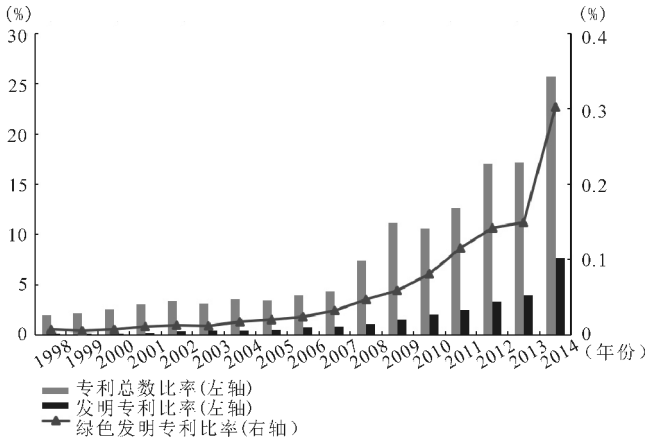

图 1　企业(绿色)专利比率的年度变化趋势

数据来源：作者整理。

对于如何推动企业绿色技术创新，现有研究认为由于企业绿色技术创新具有“双重外部性”特征[7]，市场力量对绿色技术创新提供的激励不足，需要适当的政策干预。环境规制是影响企业绿色技术创新的重要政策工具，然而对于环境规制政策效果的讨论，现有研究存在分歧[1]。一些研究发现严格的环境规制有助于企业创新[8][9]，但一些研究得到了完全不同的结果，例如，Albrizio 等(2017)指出严格的环境规制意味着增加企业的额外负担，引致资源从传统的“生产性”用途转向减少污染[10]，从而导致企业在短期内的生产率增长可能受到冲击；牛美晨和刘晔(2021)认为排污费征收标准的提高总体上抑制了企业创新[11]。

聚焦中国环境规制效果的研究，在以上市公司数据为基础的研究中，普遍认为环境规制对企业绿色技术创新具有积极影响，这种积极作用不局限于环境规制的政策类型，即在清洁生产标准政策、环保税改革政策上均有体现；而以中国工业企业数据为基础的研究，其结论则存在较大分歧，即使针对同一清洁生产标准政策，对企业创新的效果亦是迥异[12]。目前关于清洁生产环境规制政策的研究，少量研究检验了该政策对企业产品质量[13]、企业利润率[14]和全要素生产率[15]的影响，多数研究集中讨论该政策的减污降碳效应[16][17]和绿色技术创新效应[18][19][20]，主要从技术扩散[21]、产业链上下游[22]视角分析环境规制政策在绿色技术创新和减污降碳上的作用。现有研究对于清洁生产标准政

策的减污降碳效果基本达成共识，但在能否推动企业绿色技术创新上依然存在争议[19][20]。可能的原因是，一方面是现有研究仅检验了部分清洁生产标准的政策效应[15][16][20]；另一方面是样本选择的差异性，部分研究选择上市公司数据[19]，部分研究使用工业企业数据[20]。考虑到政策选择的全面性、样本代表性不同，可能无法检验出真实的政策效果。因而，需要尽可能在全面选择政策的基础上扩大样本数量，提高样本的代表性，并基于科学的评估方法具体分析所关注的规制政策。

本文关注的是清洁生产标准政策，该政策的实施旨在推动企业绿色技术创新，实现经济效益和环境效益的统一，但实际规制效果可能与预期存在较大的偏离。图 2 汇报了实施清洁生产标准行业（处理组）和未实施行业（控制组）在样本期间企业绿色技术创新专利的变化：在 2003 年清洁生产标准政策开始实施前，处理组和控制组企业平均绿色专利比率趋势基本重合，均值差异在 0 附近；在 2003—2010 年政策实施的密集期间，两组企业的平均绿色专利比率的变化趋势开始分化，均值差异开始为负，即处理组绿色专利比率的增长趋势放缓；在 2010 年所有清洁生产标准实施后，两组分化趋势进一步加剧，均值差异显著为负。基于图 2 的特征事实描述，不难发现，清洁生产标准实施与企业绿色专利比率呈现负相关的关系，即环境规制效应可能出现了路径偏移。类似研究认为，中国许多旨在减污降碳的环境规制政策，对企业绿色技术创新的促进作用有限[23]，这种路径偏移可以归因于企业技术创新的方向和类型[4]，即企业通过更新生产设备、增购治污设备等方式实现减污降碳。清洁生产标准的实施是否真正意义上显著抑制企业绿色技术创新活动，还需要实证进一步检验，这也正是本文所关注的重点。

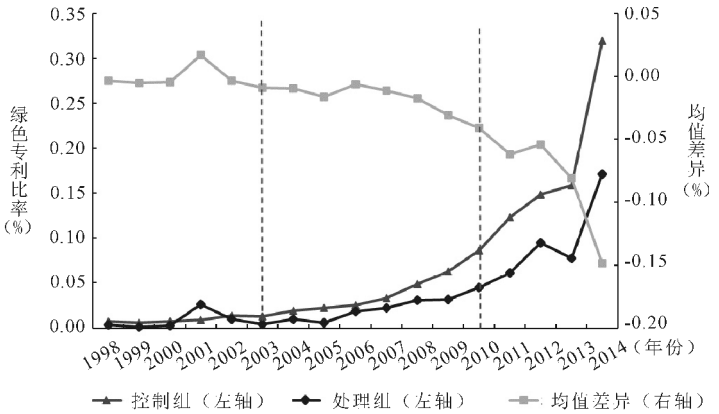

图 2　处理组和控制组企业平均绿色专利比率的年度变化趋势

综合以上分析可以发现，现有国内关于环境规制对企业绿色技术创新的研究存在以下两点不足：一是既有研究较少考虑到政策结论的外部有效性问题，即以上市公司为代表的企业数据，其所得结论可能无法有效推广到中国工业企业；二是现有研究对于企业绿色技术创新辨识不足，且对企业创新的方向选择和变量测度的精细识别尚不全面。鉴于此，本文基于 1998—2014 年中国工业企业数据库与中国专利数据库的合并数据，采用交错 DID（Staggered DID）的识别策略，精细识别清洁生产标准实施对企业绿色技术创新的影响及其机制。与现有研究相比，本文可能的边际贡献体现在以下三方面。第一，提供了清洁生产标准政策对企业绿色技术创新影响的微观证据。现有文献基于波特假说详细讨论了环境规制对省份[24]、城市[25]等宏观层面创新的影响，但宏观层面的研究可能存在加总偏误等问题，无法识别变量之间真实的因果关系[26]。现有在微观层面讨论环境规制对绿色技术创新影响的研究存在样本代表性有限、结论外部有效性不足等问题[8]。相对于上市公司数据而言，中国工业企业数据涵盖了规模以上所有工业企业的信息，样本量更大，企业代表性强，更能体现中国微观企业的真实情况，本文研究较好地弥补了现有研究的不足。此外，本文还采用异质性稳健估计量克服多期 DID 中可能存在的异质性处理效应问题[27]，验证了基准结论的稳健性。第二，深化了环境规制机制路径分析。相比传统研发投入挤出机制的分析，本文深入分析了企业在面临环境规制时的创新选择，从渐

进式创新角度深化了机制分析。第三，基于政策协同视角，深入分析了创新激励政策与清洁生产规制政策的协同作用。本文研究结论为强化环境规制的积极影响，推进企业减污、降碳、扩绿、增长提供了实证支撑。

二、制度背景与机理分析

（一）制度背景

早在20世纪70年代中国政府就明确提出“预防为主、防治结合”的环境保护方针[19]，强调要通过调整产业布局、产品结构，通过技术改造和“三废”的综合利用手段防治工业污染。由于当时缺乏完善的法规、制度和操作细则，加之计划经济体制对资源分配和产品销售价格的统一管制，该方针并未得到很好落实。到20世纪80年代，随着污染环境问题日益严重，清洁生产的重要性愈发凸显。1993年原国家经贸委和原国家环保局召开第二次全国工业污染防治会议，明确工业污染防治必须从单纯末端治理向全生产过程转变，实施清洁生产①。2003年1月1日《中华人民共和国清洁生产促进法》（以下简称《清洁生产促进法》）正式施行，确立了清洁生产和全过程控制污染的法律框架，标志着我国环境治理模式的重大变革。在《清洁生产促进法》的指导下，自2003年开始我国陆续在部分行业实施清洁生产标准，截至2010年，生态环境部共实施了56项行业层面的清洁生产标准[19]，为中国工业高质量发展提供了重要的法律保障。

清洁生产环境规制属于典型的生产全过程控制型环境规制工具，与强调“先污染、后治理”相比，更加侧重于“防治结合、综合治理”以及绿色产品的设计与生产[18]，主要有以下特点。第一，持续性。清洁生产要求对产品和工艺持续不断改进，是一个相对动态的概念。推行清洁生产本身就是一个不断完善的过程，随着社会经济发展，需要适时提出新目标。第二，预防性。清洁生产强调在产品生命周期内，从原材料获取，到生产、销售和最终消费，实现全过程污染预防，减少乃至消除污染物的产生，体现了集约型增长方式。第三，统一性。传统的“末端治理”投入多、治理难度大、运行成本高，经济与环境效益不能有机结合，清洁生产则最大程度地利用资源，将污染消除在生产过程之中，能够实现经济与环境效益相统一。2003—2010年行业层面清洁生产标准陆续出台，这相当于经济学领域开展的“自然实验”，外生性特征明显，为有效识别中国清洁生产标准政策对企业绿色技术创新的影响提供了机会。

（二）理论机理

1.清洁生产标准与企业绿色技术创新

新古典经济学理论认为，环境规制会给企业带来额外负担，因为传统上的“生产性”投资被污染治理投资挤出，产生机会成本，降低企业生产率和竞争力[28]。一方面，它带来了企业必须面对的直接成本，例如用于污染处理的末端处理设备。另一方面，企业严格遵循环境规制而调整投入，也会产生机会成本。Porter和Van der Linde(1995)从动态视角提出“波特假说”，认为环境保护和企业竞争力提升并不违和，合理的环境规制通过“创新补偿”效应激励企业创新，促使企业增加研发创新投入，弥补“遵循成本”，增强企业竞争力[1]。绿色技术创新是协调环境规制与企业发展的关键。虽然环境规制在理论上具有创新收益，但现实中企业缺乏自主创新的动力，波特认为这主要是因为市场信息的不完全，导致企业处在复杂的竞争环境中并不能总是做出最优选择。中国进入新发展阶段后主要矛盾发生了改变，但仍处于社会主义初级阶段，仍然是世界最大的发展中国家。现阶段中国工业转型升级尚未完成，发展中的矛盾和问题集中体现在发展质量上，企业在创造性处理环境问题方面经验不足。环境并不是企业进行技术创新的主要领域，许多企业对环境影响的认识处于比较初级的阶段，这增加了创新能否给企业带来收益的不确定性[9]。

清洁生产标准旨在实现经济与环境效益相统一，是国家推动减污降碳协同增效、促进经济社会发展全面绿色转型、实现生态环境质量改善的关键举措。然而，清洁生产在推进过程中面临较多障碍。第一，技术障碍。技术落后是企业推行清洁生产的阻碍之一，尤其是对于中小型企业而言，自主开发能力弱限制了企业绿色创新的动力。第二，资金不足。资金不足是企业推行清洁生产的根本障碍，清

洁生产虽会给企业带来可观的经济和环境效益，但清洁生产方案的实施需要持续的资金投入，而许多企业由于经济效益不佳，缺乏实施清洁生产的资金和条件；而一些已经开展清洁生产的企业，大多数只停留在实施一些成本费用较低的方案上。此外，清洁生产投融资渠道不畅，用于技术改造的贷款庞大、利息负担重，使得资源禀赋较弱的企业进行绿色技术创新活动的意愿较低[8]。第三，激励机制落后。中国有关清洁生产的产业政策、财税等激励政策的建立和完善相对滞后，制约企业生产经营方式转变。虽然清洁生产标准政策初衷旨在通过推动企业绿色技术创新，实现经济与环境效益的统一，但由于企业绿色技术创新项目回报率低，具有高投入、高风险、高不确定性的特征，对企业节能减排、绩效提升的影响需要较长时间才能显现，在清洁生产标准造成的短期业绩和现金流压力下，企业绿色技术创新的动力不足，清洁生产政策效果可能偏离预期。据此，本文提出如下研究假设。

假设 1：清洁生产标准实施未能有效推动企业绿色技术创新。

2.企业绿色技术创新资源的挤占

环境规制促进的是特定类型的创新[29]，既有研究将企业在环境规制作用下的创新分为研发创新和渐进式创新两类，即企业可以选择通过自主研发（研发创新）提高企业绿色技术创新或者引进生产设备和治污设备（渐进式创新）达到减污降碳的目标[23]，而基于技术标准型的清洁生产规制可能激励企业通过购买新设备等进行渐进式创新，而不是通过研发创新的形式[20]，其内在逻辑如下。第一，从研发创新角度来看，由于技术存在正外部性，技术的研发者无法独享技术利益，模仿者以较低成本获取新技术，挫伤了创新主体的积极性。此外，环境污染造成的社会成本高于污染者私人成本，污染能够给企业带来更大的收益，加上实施绿色技术创新需要付出高额的成本，这导致企业减少研发投入。第二，从渐进式创新角度来看，技术引进的方式往往是发展中国家企业的普遍选择。相比自主创新，发展中国家往往通过引进先进的机器和生产设备实现技术改造升级[30][31]。需要注意的是，以往企业更新生产设备是以提高生产率为导向，以最大化利润为目标，而在清洁生产标准下，企业生产设备的升级更多是要符合环保技术标准，这在一定程度上牺牲了企业的生产效率。以钢铁行业（炼钢）为例，清洁生产标准对企业资源与能源利用指标、污染物产生控制指标、废物回收利用指标等做了细致和明确的规定，在一系列环保技术标准下，企业生产设备的更新更多具有环保属性。在企业资源约束条件下，企业生产设备的更新和企业末端治理设备的投入，挤压了企业的研发支出，不利于企业绿色技术创新。据此，本文提出如下研究假设。

假设 2：清洁生产标准实施挤占企业研发投入，这导致未能有效推动企业绿色技术创新。

三、研究设计

（一）识别策略与模型设定

由于清洁生产标准在不同行业实施的时点存在差异，故而本文采用交错 DID 模型（Staggered DID）识别清洁生产标准实施对企业绿色技术创新的因果效应，模型设定如下：

$$GI_{ijpt}=\alpha_0+\alpha_1 did_{jt}+\beta X_{ijt}+a_i+\lambda_{pt}+ind\times T+\varepsilon_{ijpt} \quad (1)$$

式（1）中，i、j、p 和 t 分别代表企业、行业、省份和年份。GI_{ijpt} 为被解释变量，代表企业绿色技术创新。did_{jt} 为双重差分估计量，如果处理组在 t 年实施了清洁生产标准，那么处理组在 t 年及之后的年份中 $did_{jt}=1$，否则为 0[②]。a_i 为企业固定效应，ε_{ijpt} 为随机误差项。为了控制企业所在省份可观测（如经济发展水平、产业结构等）与不可观测特征因素对企业绿色技术创新的影响，利用省份交乘年份的固定效应 λ_{pt} 进行吸收；此外，还控制了企业所在两位数行业的时间趋势 ind×T，以尽量满足平行趋势假设。控制变量 X_{ijt} 包括：企业年龄（Age）、企业规模（Scale）、企业出口变量（EX）、企业所有制性质（State）、四位数行业的市场集中度（HHI）。

（二）数据说明

1.数据来源与处理

本文以 1998—2014 年制造业企业为研究样本，清洁生产标准覆盖制造业 42 个四位数行业。专

利数据来自中国专利数据库,参考寇宗来和刘学悦(2020)的匹配方法,将中国工业企业数据库与中国专利数据库进行匹配[6],并根据 WIPO 提供的绿色专利分类范围清单进行绿色专利筛选,将其中未申请专利的企业申请数量赋值为 0。由于专利数据里面有两个分类号变量,即"分类号"和"主分类号",所以本文进行了两次筛选,分别得到了"基于主分类号筛选"和"基于分类号筛选"的绿色发明专利两份数据,将"基于主分类号筛选"的绿色发明专利用于基准回归,将"基于分类号筛选"的绿色发明专利用于稳健性检验。

借鉴龙小宁和万威(2017)的数据处理思路[14],本文删除劳动人数小于 8 人、工业增加值为负、工业总产值为负、中间投入为负、企业总资产为负、企业销售收入为负、固定资产大于总资产以及固定净资产大于总资产的样本。最终基于中国工业企业数据与中国专利数据库的匹配数据共有 4052818 条,匹配数据的期限范围在 1998—2014 年。虽然本文样本年份未能覆盖到最新年份,但所得结论依然具有现实意义:一方面,清洁生产标准目前仍然是国家指导和推动企业实施清洁生产的重要政策工具,本文研究结论为现有清洁生产标准的实施提供重要参考;另一方面,由于企业绿色技术创新具有长期性,样本期内清洁生产标准对企业绿色技术创新的影响具有持续性,即企业无法短期内调整绿色创新行为,其政策效果依旧具有参考价值。

2.变量描述

本文主要被解释变量为企业绿色技术创新,用企业绿色发明专利比率予以表征[6]。绿色发明专利申请量能够衡量企业绿色技术创新活动,考虑到控制企业规模因素才能更加合理地考察政策对关注变量的真实影响[32],本文将每千万元资产总额的绿色发明专利申请数量(专利比率)作为企业绿色技术创新的代理指标。出于稳健性考虑,本文也将单位产值的绿色发明专利申请数量、专利数量的对数值作为被解释变量,进行稳健性检验。

中国自 2003 年开始在部分行业实施清洁生产标准,截至 2010 年,生态环境部共实施了 56 项行业层面的清洁生产标准[19]。从清洁生产行业标准具体实施情况来看,2003 年清洁生产标准涉及制革行业(猪轻革)、石油炼制业和炼焦等 3 个行业,2006 年实施的行业数量大幅上升(10 项),2007 年、2008 年分别颁布 12 项、10 项,2009 年、2010 年又分别公布 13 项、8 项行业标准。从出台标准的产业看,大多在化工、金属冶炼、造纸等重污染产业,其中化工类清洁标准为 8 个,金属冶炼类为 13 个,分别占清洁生产标准总数的 14.3%和 23.2%。本文根据清洁生产标准中的适用业务范围,参照《国民经济行业分类》(GB/T4754—2002)找到对应的四位数制造业行业代码,对于无法确定四位数行业代码的,则通过中国工业企业数据库搜索涉及的业务再进行确认。将清洁标准实施涉及的行业界定为处理组,对于没有清洁生产标准的其他四位数行业则界定为控制组,由此,四位数行业层面接受处理的有 42 个行业,未接受处理的有 709 个行业,受处理行业占比为 6%。

本文参考已有研究[16][33],控制如下变量:(1)企业规模(Scale),企业的规模和研究开发的成功率有一定的关系,企业规模越大,创新成功率越高,本文以企业劳动人数的对数值表征;(2)企业所有制性质(State),已有研究表明国有企业具有显著的制度优势以及资源过度挤占特征,在创新意愿上并不强烈,可能影响企业绿色技术创新活动,本文根据企业国有资本占实收资本的比重确定企业所有制性质;(3)企业年龄(Age),企业存活时间越久,其知识积累可能越多,越具备创新基础和条件;(4)企业出口变量(EX),出口企业可能通过"出口中学"获得国外先进污染处理技术溢出,从而有利于企业绿色技术创新,本文根据企业是否存在出口交货值进行判断;(5)企业资产负债率(Debt),企业资产负债率越高可能使企业在面对经济波动时更加脆弱,导致其在创新方面更加谨慎,甚至缩减研发投入,本文以企业负债总额与资产总额的比率度量;(6)信贷资源可得性(Bank),金融业的发展有助于缓解企业的融资约束,进而有效支持企业的创新活动,根据现有研究[34],本文以工业企业周边 5 公里范围内的金融机构网点数量对数值度量企业信贷资源可得性;(7)行业集中度(HHI),行业竞争激烈程度可能会影响企业创新意愿,进而直接影响企业创新活动。本文对所有连续型控制变量进行上下千分之五缩尾处理。主要变量的基本描述性统计结果详见表 1。

表 1　　主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
GI	0.070	1.624	0.000	55.556	4052526
EX	0.214	0.410	0.000	1.000	4052818
State	0.053	0.225	0.000	1.000	4052818
Scale	4.923	1.114	2.303	8.266	4052818
Age	2.136	0.810	0.000	4.025	4052587
Debt	0.504	0.324	0.000	1.602	4052818
Bank	2.686	1.380	0.000	6.011	4044556
HHI	0.019	0.028	0.001	0.219	4052818

四、实证分析

（一）清洁生产标准实施与企业绿色技术创新

表 2 汇报了清洁生产标准实施对企业绿色技术创新的影响。其中，第(1)列只控制企业和年份的固定效应，第(2)列在第(1)列的基础上加入控制变量，第(3)列控制了省份交乘年份的固定效应，第(4)列在第(3)列基础上控制了企业所在二位数行业的时间趋势。回归结果显示，第(1)～(4)列中 did 的回归系数均在 1%的水平上显著为负，表明清洁生产标准实施显著降低了企业绿色技术创新，验证了假设 1。从估计系数结果来看，相对于未实施清洁生产标准的企业，实施清洁生产标准的企业绿色发明专利比率平均降低 0.025%，相对于样本均值(0.070%)下降了 35.71%，基准结论表明样本期清洁生产标准未能显著推动企业绿色技术创新。

表 2　　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GI	GI	GI	GI
did	-0.022***	-0.022***	-0.022***	-0.025***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
省份×年份固定效应	否	否	是	是
行业×时间趋势	否	否	否	是
样本量	3785122	3776430	3775918	3775918
R^2	0.312	0.313	0.313	0.313

注：括号内为四位数行业交乘年份层面的聚类稳健标准误；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。下表同。列(1)(2)加入了年份固定效应。

清洁生产标准实施未能显著推动企业绿色技术创新的可能原因是：一方面是由于绿色技术创新周期长、难度大、不确定性高和回报周期长，导致企业自主创新动力不足；另一方面是清洁生产标准的创新激励不足，未能对企业绿色技术创新活动进行充分补贴，导致企业往往通过更新生产设备和治污设备来满足清洁生产要求。这会促使企业扩大固定资产投资，挤出企业研发投入，降低企业绿色技术创新水平。为厘清企业应对环境规制的创新选择行为，后文将展开进一步讨论。

（二）稳健性检验

1.平行趋势检验

参考 Hu 等(2022)的研究[19]，本文采用事件研究法进行事前检验，模型如下：

$$GI_{ijpt}=\alpha_0+\sum_{l=-k}^{-2}\mu_l did_{jt}^{l}+\sum_{l=0}^{k}\mu_l did_{jt}^{l}+\beta Control_{ijt}+a_i+\lambda_{pt}+ind\times T+\varepsilon_{ijpt} \quad (2)$$

式(2)中，$l=T-E_j$，其中 T 表示日历年，E_j 表示四位数行业 j 初始接受处理的时间点，l 表示相对政策时点，取值范围为$\{-6^{+},-5,-4,-3,-2,-1,0,1,2,3,4,5,6^{+}\}$，其中，负号表示政策发生前，$-6^{+}$表示将政策发生前超过 6 年的样本都归入第 6 年；同理，6^{+}表示将政策发生后超过 6 年的样本都归入第 6 年。did_{jt}^{l}表示政策相对时点取值为 k 时为 1，否则为 0。本文选择政策发生前的一期(-1)作为基期。图 3 显示，在政策实施前的各期效果均不显著。进一步地，本文对事前趋势进行联

合检验，结果发现 F 值为 0.632，P 值为 0.676，在 5%的显著性水平上不能拒绝不存在事前趋势的原假设。根据各期 t 检验以及联合趋势的 F 检验结果可以推断，平行趋势假设的推论得以满足。政策效果在第 4 期才显著异于 0，可能的原因是：第一，政策实施具有滞后效应，可能无法在短暂的几期表现出来；第二，基于事件研究法所做的平行趋势检验，在政策实施后的每一期，其所使用的有效样本减少，因而可能导致显著性下降。

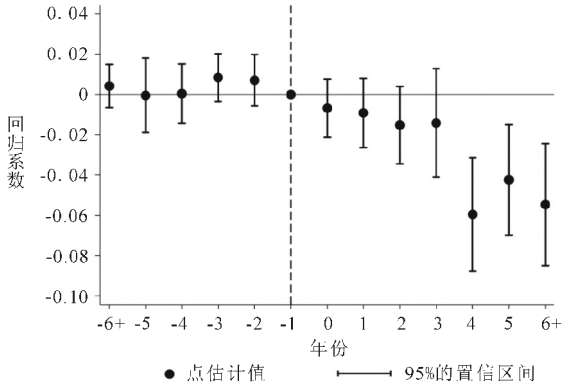

图 3　平行趋势检验

2.异质性处理效应问题

现有文献研究表明当存在异质性处理效应时，可能会出现负权重问题进而导致估计系数有偏[35]。本文基于 Liu 等(2024)提出的新估计量(FEct)[27]以及 Athey 等(2021)提出的 MC 估计量(The matrix completion estimator)[36]进一步估计动态处理效应。图 4、图 5 分别汇报了基于 FEct、MC 估计量得到的动态处理效应。其中，左轴对应于 ATT 估计值，右轴对应给定时间段内处理单位的数量。由图 4 可知在政策处理前期 ATT 估计值(残差平均值)均在 0 值附近(左轴)，不存在明显的预趋势；在政策发生后 ATT 估计值显著异于 0。图 5 同样表明，政策发生前期不存在预趋势。基于 FEct 得到的 ATT 的估计值为-0.036，在 1%的水平上显著，95%的置信区间为[-0.047，-0.024]；而基于 MC 得到的 ATT 估计值为-0.0353，在 1%的水平上显著，95%的置信区间为[-0.047，-0.024]，两个估计量得到的估计值完全一致，置信区间基本重合。本文基准回归中双向固定效应模型得到的估计系数为-0.025，95%的置信区间为[-0.037，-0.012]，两类估计值的置信区间存在部分重合，说明基准模型估计中存在处理效应异质性问题，导致双向固定效应模型低估了清洁生产标准政策对企业绿色技术创新活动的抑制作用，但对本文基准结论并不产生实质影响。

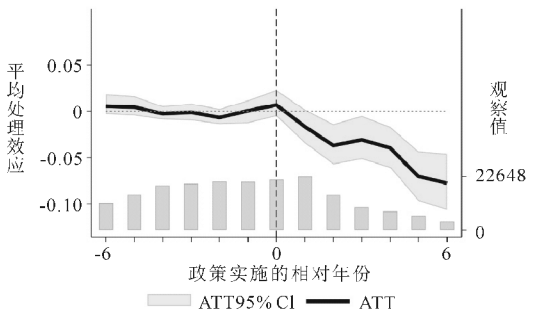

图 4　基于 FEct 估计量得到的动态效应

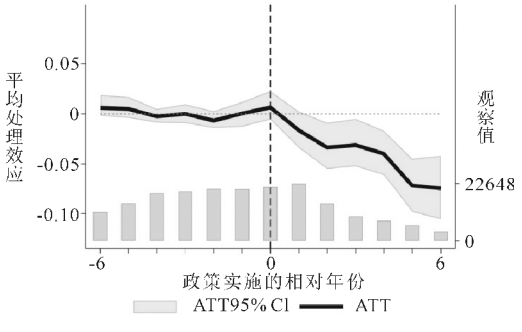

图 5　基于 MC 估计量得到的动态效应

3.排除竞争性政策③

第一，《国务院关于印发节能减排综合性工作方案的通知》对“十一五”时期淘汰落后生产能力进

行了规定。由于清洁生产标准实施所涉及的行业与“十一五”时期淘汰落后产能的行业和实施时间存在行业重叠,为剥离其政策影响,本文通过生成干扰政策变量 did_1 进行控制。第二,1999 年 5 月 10 日原国家经贸委下发了《关于实施清洁生产示范试点计划的通知》,决定在北京、上海和天津等 10 个城市开展清洁生产试点工作,试点计划为期三年(1999—2002 年)。第三,国家发展改革委于 2010 年 7 月 19 日出台《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,将广东、辽宁、湖北等五个省和天津、重庆、深圳等八个城市设定为首批试点地区,开启了中国低碳城市的试点工作。该通知要求试点地区要结合当地产业特色和发展战略,加快低碳技术创新。清洁生产试点和低碳城市试点这两项政策虽然在地区层面上实施,但是各地区会基于本地产业情况实施配套的行业政策,进而形成干扰政策,通过生成干扰政策变量 did_2、did_3 并加以控制,以排除与本文清洁生产标准的竞争性政策。回归结果表明,这些可能的竞争性政策并未影响到本文的系数估计,说明本文结论较为稳健。

4.替换被解释变量

以企业单位工业总产值的绿色发明专利申请量、基于分类号测算的绿色发明专利比率、绿色实用专利申请比率替换被解释变量。此外,还将基于主分类号筛选的绿色发明专利申请数加 1 取对数、绿色实用型发明专利申请数加 1 取对数作为被解释变量,以及将基于分类号筛选的绿色发明专利申请数加 1 取对数、绿色实用型专利申请数加 1 取对数作为被解释变量,重新进行检验。回归结果显示,基准结论稳健。

5.调整固定效应、聚类层次、样本区间

考虑到不同固定效应层级的控制和聚类层次偏差,本文将基准结果固定效应的控制调整为四位数行业固定效应、省份交乘年份的固定效应,四位数行业固定效应、年份固定效应。此外,本文分别将聚类层次调整为四位数行业层面、三位数行业层面和三位数行业交乘年份层面。考虑到样本区间的选择,可能会影响结论的稳健性,本文将样本区间限制在 1998—2010 年,回归结果表明基准结论依然稳健。

6.调整控制组

清洁生产标准政策是针对污染行业的,在进行政策评估时将清洁行业作为控制组可能会混杂固有差异,虽然在研究设计时通过企业固定效应、行业交乘时间趋势吸收两组固有差异,但出于稳健性考虑本文逐步从控制组中抽出清洁行业,从而验证基准结论的稳健性。依据《国务院关于开展第一次全国污染源普查的通知》和现有研究[37]划分清洁行业,这里先将清洁行业中纺织服装、鞋、帽制造业,木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业,家具制造业,印刷和记录媒介复制业,文教体育用品制造业从样本抽离;接着将医药制造业,橡胶制品业,塑料制品业,金属制品业,通用设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械和器材制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业,工艺品及其他制造业从样本中抽离;最后将以上清洁行业全部剔除。回归结果表明,调整控制组对本文的基准结论并不产生实质性影响。

五、机制分析

理论分析表明,清洁生产标准实施未能带动企业绿色技术创新的原因可能是企业选择了渐进式创新而不是研发创新来实现清洁生产。因此,本文首先检验清洁生产规制对企业研发投入的影响,然后从企业渐进式创新的角度进行探究,全面分析企业面临环境规制时的创新选择,深化本文机制的解释。

为了验证企业研发投入被挤出的事实,本文分别以研究与开发费用占企业总资产的比率(RD,单位:%)、企业研究开发费用加 1 取对数(ln(1+RD))表征企业研发投入情况。表 3 第(1)(2)列回归结果显示清洁生产标准的实施显著降低了企业研发投入,企业研发投入的挤出是抑制企业绿色技术创新的主要原因,这一结论与现有研究保持一致[20],验证了假设 2。大量基于环境规制类型视角的研究认为,清洁生产环境规制属于典型的生产全过程控制型环境规制工具(具有严格的技术标准),而命

令和控制型环境规制通过迫使公司把资源集中在合规而不是创新上[38]，更灵活的“绩效标准”比更具规范性的“基于技术的标准”更有可能引发创新[39]。然而，这一解释并未全面深入分析企业面临环境规制时的创新决策，下面我们重点分析企业渐进式创新行为，从而深化理解。

表 3　　**机制分析**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RD	ln(1+RD)	I	K	FG	FGA
did	-0.017***	-0.0002***	1.170***	6.931***	0.196***	0.814***
	(0.005)	(0.000)	(0.273)	(1.418)	(0.063)	(0.275)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×时间趋势	是	是	是	是	是	是
样本量	729118	729129	2438053	2615236	296143	227669
R^2	0.707	0.738	0.417	0.804	0.833	0.776

注：由于研究与开发费用仅在2005—2007年有少量观测值，故样本量大幅下降。由于污染设备等相关指标来源于中国工业企业数据与污染排放数据的合并数据，不同指标缺失程度不同，表现为样本量的不同。

渐进式创新可以表现为在生产上升级和购买设备，在污染处理上更新治污设备[23]。表3第(3)(4)列回归结果显示，清洁生产标准的实施显著促进了企业投资额(I)、资本存量(K)的增加，即企业可以通过升级和购买生产设备实现清洁生产标准的达标。现有研究也发现企业加快资本更新来满足环境规制要求[23]。如果企业自主创新能力不足，则可能通过直接购买治污设备设施提升治污能力，从而达到清洁生产标准。本文以废气处理设备数(FG，单位：套)、废气治理设施处理能力(FGA，单位：万标准立方米/时)表征企业末端治理能力，并将FG、FGA作为被解释变量进行回归。表3第(5)(6)列回归结果表明，清洁生产标准的实施显著促进了企业污染处理设施的购买，加大企业污染治理投资，提高企业污染处理能力。现有研究也表明，环境规制约束下企业可能会通过加强脱硫设施的使用进行末端减排[32]。基于末端治理的设备投资，容易产生运行成本高等问题，其所需成本将不断增加，其最终往往仅具有环境效益而缺乏经济效益[40]。Gray和Shadbegian(1998)的研究发现，更严格的大气和水环境规制对美国造纸厂的技术选择产生了积极影响，但对减排技术投资的增加是以牺牲生产力为代价[41]。综合表3回归结果可知，清洁生产标准的实施促进了企业生产设备、治污设备投资增加，在企业有限的预算约束下，企业会减少研发投入，选择渐进式创新而不是研发创新，这不利于企业绿色技术创新的提升。

结合本文的基准结论和机制分析可知，清洁生产标准的实施之所以会抑制企业绿色技术创新，根本原因在于知识市场的失灵。具体来说，绿色技术中蕴含的一部分知识可能会转变为公共知识，这种溢出效应虽然为整个社会带来利益，但同时也导致创新者无法独占其研发成果。由于这些知识溢出，企业可能不愿意投入足够的资源进行研发，因为他们无法确保从自己的创新中获得足够的回报。因此，如果不提供适当的激励机制来补偿企业在研发上的投资，企业将缺乏动力去开展达到社会最优水平的研究活动。这不仅会降低私人部门在研发创新方面的投资水平，还不利于形成宏观经济持续增长的动力。相应地，对于知识市场失灵，政府的干预应该是出台针对专利申请的激励政策，对企业创新活动进行补贴，补偿企业创新的溢出效应，弥补企业创新的正外部性损失。而清洁生产标准政策的激励机制落后，与之配套的仅是针对不符合清洁生产标准要求的企业进行处罚，如罚款、停业、吊销营业执照，甚至关闭业务。因而，清洁生产标准的实施对于知识市场失灵并未起到有效干预作用，应对环境规制时，企业更多采用引进机器设备、消化吸收这种改造路径，增加了企业生产设备和治污设备投资，从而减少研发投入。

六、进一步分析

上文分析表明，清洁生产标准的实施抑制了企业绿色技术创新。既往研究充分论证了清洁生产

规制的减污作用[16][22]，因而清洁生产标准的实施具有其合理性。如何缓解清洁生产规制对企业绿色技术创新的抑制作用，还需进一步分析。政策协同是应对日益复杂的环境问题的重要方式，一些非环境规制政策可能通过影响企业创新决策进而影响环境规制政策的作用。Qi 等(2023)研究发现与投资相关的税收减免可以进一步为企业调整减排策略提供机会，缓解外部环境规制强化导致的污染排放成本上升压力[42]。清洁生产规制政策未能显著推动企业绿色技术创新，其中原因是企业通过渐进式创新方式满足清洁生产技术标准，从而挤出研发投入，再加上知识市场失灵，仅依靠市场无法为企业开发此类技术提供足够的激励[43]，最终导致企业绿色技术创新的内生动力不足。政府可以通过实施创新激励政策弥补研发投资的市场失灵，激励企业进行研发投入和提升创新产出水平。在进一步研究中，本文重点关注创新激励政策类型与清洁生产规制政策的协同影响。

下面主要通过考察三种创新激励政策与清洁生产标准政策的协同效果。其一为专利激励政策[44]，这些地方性激励政策主要是各省级行政单位的税收返还、税收减免等与税收相关的优惠政策，具有代表性的政策包括：一定年限内新增的归属地方收入的增值税按一定比例返还企业、一定期限内所得税按一定比例减免征收、专利研发费用税前扣除等。其二为国家知识产权试点和示范城市(城区)政策。为深入实施国家知识产权战略，推动知识产权强国建设，充分发挥知识产权在驱动城市创新发展中的重要作用，样本期内国家先后公布了两批试点地区。对于纳入示范的地区而言，会有相应配套资金，在各项工作中对示范地区给予政策倾斜。其三为国家创新型城市试点政策。2010 年国家发展改革委通过了大连、青岛等 16 个城市创建国家创新型城市试点，对上述试点城市的自主创新和高技术产业发展工作优先予以支持。清洁生产规制会挤出企业研发投入，而创新激励政策会给予企业税收优惠等补助，在一定程度上会激励企业研发投入，缓解清洁生产规制的负面影响。下面主要通过分组回归分别考察三种创新激励政策与清洁生产标准政策的协同效果。

表 4 的回归结果显示，受创新激励政策影响的样本，清洁生产规制的抑制作用并不显著。经济直觉是，受到环境规制和创新激励政策组合影响的企业可以通过将满足减排要求纳入利润函数，影响其在面对环境规制时的研发决策，降低规制的负面影响。类似研究认为，政府可以通过适当的税收手段整合不同领域的绿色创新活动，一方面，直接补贴可以促进绿色技术创新的资金投入，另一方面，间接补贴可以对整个经济体系产生积极影响。通过对污染活动进行税收，政府可以引导企业更多地投资于创新活动，从而产生积极的影响[45]。同理，政府在出台相应的环境规制政策时可以通过配套相应的创新激励政策，给予企业创新投入方面的税收优惠或补贴，从而强化环境规制对企业绿色技术创新的积极作用。

表 4　　**政策协同效果检验**

变量	非专利激励	专利激励	非知识产权试点	知识产权试点	非创新城市试点	创新城市试点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GI	GI	GI	GI	GI	GI
did	-0.020***	-0.014	-0.021***	-0.034	-0.020***	0.019
	(0.006)	(0.014)	(0.005)	(0.054)	(0.006)	(0.041)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×时间趋势	是	是	是	是	是	是
样本量	2281326	1452821	3508407	232134	3527696	222183
R^2	0.309	0.351	0.313	0.557	0.313	0.424

七、结论和政策建议

绿色发展是关系我国发展全局的重要理念，是突破资源环境瓶颈制约、转变发展方式、实现高质量发展的必然选择。本文引入交错双重差分法的识别策略，以清洁生产标准的实施为准自然实验，细

致检验其对企业绿色技术创新的影响及其机制。基准分析发现,样本期内清洁生产标准的实施未能显著推动企业绿色发明专利比率的提升。机制分析发现,清洁生产标准的实施促进了企业对生产设备和治污设备的投资,挤占了企业研发投入,即企业选择渐进式创新而不是研发创新来实现清洁生产。本文基于政策协同视角的分析发现,创新激励政策有助于缓解清洁生产规制政策的负向影响。

基于以上结论,得到如下政策启示。第一,着力推动企业绿色技术创新,推进减污降碳协同增效。推进人与自然和谐共生的现代化,同时面临实现生态环境根本好转和碳达峰碳中和两大战略任务,这就需要实现生态环境多目标的相容控制和协同治理。本文实证发现,清洁生产标准的实施显著抑制了我国企业绿色技术创新。由于我国企业绿色技术创新基础薄弱,在面临资金不足、高研发风险等问题时创新意愿较低,因而需要政府完善以绿色技术创新为导向的财税政策体系,缓解企业绿色技术创新的资源约束,补贴企业绿色技术创新的资源投入,着力推动企业绿色转型。第二,优化完善清洁生产标准内容,激励企业绿色技术创新。波特假说强调环境规制的创新补偿效应的发生存在前提条件,即环境规制必须创造最大的创新机会,将创新的方法留给行业,而不是标准制定机构,监管应该持续改进,而不是锁定任何特定技术。当前清洁生产标准制定了详细的环保技术标准,可能给企业留下的创新空间较少,导致企业将技术锁定在治污技术上,即企业倾向于投资生产设备和治污设备。在清洁生产标准的动态优化过程中,政府可以考虑直接瞄准企业绿色技术创新,促进企业真正意义上从"末端治理"到"全过程控制"的转变,避免以效率损失为代价的企业减排。第三,发挥政策协同效应,强化环境规制的积极影响。本文实证研究表明政策协同可以强化清洁生产规制对企业绿色技术创新的正向影响。在绿色技术创新赋能经济社会高质量发展背景下,应加强市场化环境规制政策,避免命令与控制政策带来的扭曲。为应对当前日趋复杂的环境挑战,政府在制定环境规制政策时应更加全面地考虑这些政策与其他领域政策的相互作用。通过设计灵活的政策框架,政府不仅能够为企业调整减排策略提供充分的空间,还能有效降低这些环境规制带来的经济成本,激发企业培育绿色技术创新的动力。

注释:

①文本源于《1993 年中国环境状况公报》。

②关于政策实施时点的说明:第一,考虑到一些行业清洁生产标准实施的时间较短,本文将清洁生产标准实施时间在 6 月 30 日之前视为当年开始实施,对于 7 月 1 日之后实施的清洁生产标准视作从次年开始实施;第二,一些行业(例如制革行业)的标准可能根据产品种类的不同分批实施,由于数据限制,本文以该行业第一次实施清洁生产标准的时间为准;第三,一些行业(例如钢铁行业)在样本观察期内颁布了两次清洁生产行业标准,本文采用该行业第一次实施清洁生产标准的时间。

③限于篇幅,部分稳健性检验结果未展示,留存备索。

参考文献:

[1] 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.

[2] Zhuge, L., Freeman, R. B., Higgins, M. T. Regulation and Innovation: Examining Outcomes in Chinese Pollution Control Policy Areas[J]. Economic Modelling, 2019(89):19-31.

[3] Acemoglu, D., Akcigit, U., Hanley, D., Kerr, W. Transition to Clean Technology[J]. Journal of Political Economy, 2016, 124(1): 52-104.

[4] Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L., Hemous, D. The Environment and Directed Technical Change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.

[5] Du, L., Lin, W., Du, J., Jin, M., Fan, M. Can Vertical Environmental Regulation Induce Enterprise Green Innovation? A New Perspective from Automatic Air Quality Monitoring Station in China[J]. Journal of Environmental Management, 2022(317):115349.

[6] 寇宗来,刘学悦. 中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究, 2020(3):83-99.

[7] Horbach, J., Rammer, C., Rennings, K. Determinants of Eco-innovations by Type of Environmental Impact :The Role of Regulatory Push/Pull, Technology Push and Market Pull[J]. Ecological Economics, 2012(78): 112-122.

[8] 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(9):192-208.

[9] 刘金科，肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新：杠杆效应还是挤出效应？[J]. 经济研究，2022(1)：72－88.

[10] Albrizio，S.，Kozluk，T.，Zipperer，V. Environmental Policies and Productivity Growth：Evidence across Industries and Firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management，2017(81)：209－226.

[11] 牛美晨，刘晔. 提高排污费能促进企业创新吗？——兼论对我国环保税开征的启示[J]. 统计研究，2021(7)：87－99.

[12] 曹翔，李慎婷. 清洁生产标准如何影响企业绿色生产水平？——来自中国工业企业的证据[J]. 产业经济研究，2021(3)：31－42.

[13] 高翔，何欢浪. 清洁生产、绿色转型与企业产品质量升级[J]. 统计研究，2021(7)：64－75.

[14] 龙小宁，万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J]. 中国工业经济，2017(6)：155－174.

[15] 于亚卓，张惠琳，张平淡. 非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究[J]. 管理世界，2021(9)：134－147.

[16] 孙博文，郑世林. 环境规制的减污降碳协同效应——来自清洁生产标准实施的准自然实验[J]. 经济学(季刊)，2024(2)：624－642.

[17] 林婷. 清洁生产环境规制与企业环境绩效——基于工业企业污染排放数据的实证检验[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2022(3)：43－55.

[18] Xu，L.，Yang，L.，Li，D.，Shao，S. Asymmetric Effects of Heterogeneous Environmental Standards on Green Technology Innovation：Evidence from China[J]. Energy Economics，2023(117)：106479.

[19] Hu，J.，Wu，H.，Ying，S. X. Environmental Regulation，Market Forces，and Corporate Environmental Responsibility：Evidence from the Implementation of Cleaner Production Standards in China[J]. Journal of Business Research，2022(150)：606－622.

[20] 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(1)：71－91.

[21] 许东彦，林婷，张国建. 环境规制对绿色技术扩散的影响[J]. 中南财经政法大学学报，2022(5)：147－160.

[22] 李波，杨先明. 清洁生产环境规制、供应链关系与非对称性减排效应[J]. 财贸经济，2024(8)：1－16.

[23] 万攀兵，杨冕，陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济，2021(9)：118－136.

[24] Wu，R.，Lin，B. Environmental Regulation and Its Influence on Energy-environmental Performance：Evidence on the Porter Hypothesis from China's Iron and Steel Industry[J]. Resources，Conservation and Recycling，2022(176)：105954.

[25] Gu，G.，Zheng，H.，Tong，L.，Dai，Y. Does Carbon Financial Market as an Environmental Regulation Policy Tool Promote Regional Energy Conservation and Emission Reduction? Empirical Evidence from China[J]. Energy Policy，2022(163)：112826.

[26] 苏丹妮，盛斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J]. 经济学(季刊)，2021(5)：1793－1816.

[27] Liu，L.，Wang，Y.，Xu，Y. A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-series Cross-sectional Data[J]. American Journal of Political Science，2024，68(1)：160－176.

[28] Rubashkina，Y.，Galeotti，M.，Verdolini，E. Environmental Regulation and Competitiveness：Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors[J]. Energy Policy，2015(83)：288－300.

[29] Heyes，A.，Kapur，S. Regulatory Attitudes and Environmental Innovation in a Model Combining Internal and External R&D[J]. Journal of Environmental Economics and Management，2011，61(3)：327－340.

[30] 郑江淮，荆晶. 技术差距与中国工业技术进步方向的变迁[J]. 经济研究，2021(7)：24－40.

[31] 林毅夫，任若恩. 东亚经济增长模式相关争论的再探讨[J]. 经济研究，2007(8)：4－12.

[32] 韩超，王震，田蕾. 环境规制驱动减排的机制：污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济，2021(8)：82－105.

[33] 张平淡，屠西伟. 排污费征收标准调高、技术进步与企业能源效率[J]. 经济管理，2023(2)：23－38.

[34] 蔡庆丰，陈熠辉，林焜. 信贷资源可得性与企业创新：激励还是抑制？——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据[J]. 经济研究，2020(10)：124－140.

[35] Goodman-bacon，A. Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing[J]. Journal of Econometrics，2021，225(2)：254－277.

[36] Athey，S.，Bayati，M.，Doudchenko，N.，Imbens，G.，Khosravi，K. Matrix Completion Methods for Causal Panel Data Models[J]. Journal of the American Statistical Association，2021，116(536)：1716－1730.

[37] 童健，刘伟，薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究，2016(7)：43－57.

[38] Lim，S.，Prakash，A. Voluntary Regulations and Innovation：The Case of ISO 14001[J]. Public Adminis-

tration Review, 2014, 74(2): 233－244.

[39] Lanoie, P., Laurent－Lucchetti, J., Johnstone, N., Ambec, S. Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2011, 20(3): 803－842.

[40] 韩超，胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J]. 中国工业经济，2015(5):70－82.

[41] Gray, W. B., Shadbegian, R. J. Environmental Regulation, Investment Timing, and Technology Choice[J]. Journal of Industrial Economics, 1998, 46(2): 235－256.

[42] Qi, Y., Zhang, J., Chen, J. Tax Incentives, Environmental Regulation And Firms' Emission Reduction Strategies: Evidence from China[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2023(117):102750.

[43] Stucki, T., Woerter, M. Green Inventions: Is Wait-and-see a Reasonable Option? [J]. Energy Journal, 2017, 38(4): 43－72.

[44] 龙小宁，王俊. 中国专利激增的动因及其质量效应[J]. 世界经济，2015(6):115－142.

[45] Aldieri, L., Kotsemir, M., Paolo Vinci, C. Environmental Innovations and Productivity: Empirical Evidence from Russian Regions[J]. Resources Policy, 2021(74):101444.

The Path Deviation of Environmental Regulation Effects: Empirical Evidence from Clean Production Standard Policies

ZHANG Pingdan

(*Business School, Beijing Normal University, Beijing* 100875, *China*)

Abstract: The optimal path for environmental regulation aiming at pollution reduction and carbon reduction is to drive enterprises' green technological innovation and realize the unity of economic and environmental benefits. Based on the micro-data and patent data of Chinese manufacturing enterprises, this paper details the annual trend of green patents of Chinese manufacturing enterprises from 1998 to 2014. On this basis, the implementation of cleaner production standards is used as a quasi-natural experiment to meticulously examine its impact on enterprises' green technological innovation and its mechanism. The benchmark study found that the implementation of clean production standards has not significantly promoted green technology innovation in enterprises, and this conclusion remains robust even after considering the heterogeneity treatment effect. The mechanism analysis shows that the implementation of cleaner production standards promotes enterprises' investment in production equipment and pollution control equipment, which crowds out enterprises' R&D investment and is not conducive to enterprises' green innovation. In further research, this paper analyzes based on the policy synergy perspective and finds that the innovation incentive policy will weaken the negative impact of the cleaner production regulation policy on firms' green innovation. This paper provides important lessons for fully utilizing the existing ecological and environmental institutional system to synergistically promote corporate pollution reduction, carbon reduction, greening and growth.

Key words: Porter Hypothesis; Clean Production Standards; Green Technology Innovation; Environmental Regulation

（责任编辑：姜晶晶）