

国家生态文明试验区对企业 绿色创新的影响

龚联梅 何咏雪 孔令乾

摘要 在“双碳”目标战略驱动下，国家生态文明试验区作为中国生态文明体制改革的创新实践载体，其政策红利释放与绿色发展的关联已成为理论界与实务界关注的焦点。然而，现有文献主要从城市和行业层面评估其绿色效应，缺乏对其如何影响企业微观绿色创新行为的深层次剖析。基于此，本文采用 2010—2022 年中国上市公司的绿色专利数据，运用双重差分模型评估国家生态文明试验区的绿色创新效应，并运用中介效应模型从“企业—政府—产业”三维视角探究其影响机制。研究发现：（1）试验区显著促进了企业绿色创新。（2）企业自主投资、政府激励和产业集聚，是试验区影响企业绿色创新的重要机制，其中企业自主投资表现为“杠杆效应”而非“挤出效应”。（3）企业一般采取实质性创新策略应对试验区政策。（4）异质性分析表明，试验区的政策效应在非国有企业、大规模企业和低污染企业中更为显著。

关键词 生态文明试验区 企业绿色创新 产业集聚

[中图分类号] F062.2 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2025) 04-0072-20

引 言

在全球碳中和进程加速与生态文明建设深化的双重驱动下，企业绿色创新已成为破解环境约束与经济增长矛盾的关键路径。然而，传统环境规制政策往往依赖命令控制型工具，易陷入“合规成本挤压研发投入”的困境，因此难以激发企业内生动力。即使更具市场效率的市场型环境规制政策，也往往仅带动创新方向转移，而非整体创新能力的提升（刘金科、肖翊阳，2022）。为探索生态环境治理与经济增长协同发展的新路径，中国政府 2016 年出台了国家生态文明试验区（以下简称“试验区”）政策，先后在福建、江西、贵州和海南试点，通过制度集成创新构建了“市场激励—政府引导—产业协同”的复合驱动体系，目的是突破单一政策干预的局限。这一顶层设计不仅为类似经济体提供参考，也为学术界提出了关键命题，即生态文明试验区建设促进企业绿色创新的有效性及其作用机制，以及企业采取何种创新策略？对这些问题的解答，既关乎环境规制理论的发展，也对优化政策工具、释放企业创新潜力具有现实意义。

与本文相关的文献主要有两类：

第一类是关于企业绿色创新影响因素的研究。现有文献主要围绕企业自身能力（Ren et al. ,

【基金项目】教育部人文社会科学研究青年基金项目“中间品贸易政策不确定性对企业出口绩效的影响研究”（批准号：21YJC790037）。

【作者简介】龚联梅，湖北经济学院数字经济学院，邮政编码：430205；何咏雪（通讯作者），中南财经政法大学工商管理学院，邮政编码：430073；孔令乾，浙江农林大学经济管理学院，邮政编码：311300。

2021; Huang et al., 2023; 王晓岭等, 2025) 和企业外部环境 (Blackman et al., 2018; 于连超等, 2019; 陈宇科等, 2022) 两类视角展开, 其中环境规制是企业决策过程中至为关键的外在因素。在国际标准和国内资源的双重约束下, 环境规制工具愈发纷繁多样, 但总体上可分为两种: 一种是政策直接管控的命令控制型工具, 如强制的排放标准与目标 (Jefferson et al., 2013; 万攀兵等, 2021); 另一种是通过价格引导的市场激励型工具, 如碳税、排放权交易 (Cullen and Mansur, 2017; 齐绍洲等, 2018)。由于政策工具的异质性, 现有文献发现, 环境规制的经济结果大相径庭, 目前大致有两种结论。一种结论是, 合理的环境规制能够有效促进企业绿色创新 (Porter and Linde, 1995; Ley et al., 2016; 李青原、肖泽华, 2020; 陶锋等, 2021); 另一种结论是, 环境规则可能导致企业治理成本提升、创新投入下降甚至诱发机会主义, 从而扭曲市场资源配置而抑制企业创新 (Greenstone et al., 2012; Petroni et al., 2019; 张琦等, 2019)。

第二类是有关国家生态文明试验区的经济影响研究, 现有文献从行业和区域层面讨论了国家生态文明试验区对要素生产率 (范正根等, 2022、陈加友、李鲜, 2023; 胡剑波、向港, 2023)、绿色经济效率 (游建民、张伟, 2018; 张应武等, 2024) 和碳排放 (张明斗、代洋洋, 2023; 胡剑波等, 2023) 的影响。如范正根等 (2022)、陈加友和李鲜 (2023) 的研究发现, 生态文明试验区建设显著提升了绿色全要素生产率。张应武等 (2024) 的研究表明, 海南生态文明试验区通过产业结构优化调整和环境监管力度的加强促进了当地的绿色经济效率。张明斗和代洋洋 (2023)、胡剑波等 (2023) 检验了试验区建设对碳排放的抑制效应。而对于国家生态文明试验区的绿色创新效应, 尚无系统性的研究。

现有文献存在三点不足: 一是关于环境政策工具的研究多集中于碳税、排放权交易等单一工具, 而对区域性环境治理制度体系绿色创新效应的研究不足; 二是过度聚焦试验区的宏观政策效果评估, 现有研究要么采用地区或行业层面的指标而忽略了企业的微观行为, 要么过多强调企业的社会责任而忽略了调动企业主观能动性的深层次激励, 同时对微观主体行为的剖析存在缺漏; 三是对政策传导机制的探讨尚不充分, 特别是对环境政策如何通过产业集聚影响企业创新行为的研究较少。

本文基于 2010—2022 年中国上市公司数据, 运用双重差分模型和中介效应模型, 检验试验区的绿色创新效应和影响机制。可能的研究创新与边际贡献在于: 一是拓展研究视角。与环境保护税等传统单一型政策工具的碎片化干预不同, 试验区构建了系统性政策体系, 既包括命令控制、市场激励、信息引导等政策工具的系统性集成, 也包括生态保护、污染防治、绿色发展、制度创新等政策目标的系统性协调。在此基础上将试验区视为一项“系统性政策实验”, 揭示复合型政策体系的绿色创新效应, 突破单一政策的分析框架。二是细化研究范畴。在收集了上市公司绿色创新数据基础之上, 探究试验区政策实施后微观企业的绿色创新行为和策略选择, 实现从宏观到微观研究的深化。三是完善机制研究。结合试验区政策的“市场激励—政府引导—产业协同”特征, 从“企业—政府—产业”三维视角探究试验区影响企业绿色创新的机制, 丰富环境规制理论的分析思路。

一、制度背景与理论假设

(一) 制度背景

伴随中国经济数十年的高速增长, 资源消耗加剧、环境污染累积、生态系统退化等问题日益凸显, 经济发展与生态环境保护的深层次矛盾成为制约可持续发展的瓶颈。为系统性回应这一挑战, 党的十八大将生态文明建设提升至前所未有的战略高度, 将其纳入中国特色社会主义事业“五位一体”总体布局, 这标志着国家发展范式的重大转型。在这一战略框架下, 探索在发展中保护、在保

护中发展的具体路径成为迫切需要。党的十八届五中全会进一步提出，设立统一规范的试验区，开展生态文明体制改革综合试验，为全国生态文明体制改革提供可复制、可推广的系统性解决方案。中共中央办公厅、国务院办公厅印发了一系列试验区建设实施方案，分别是《国家生态文明试验区（福建）实施方案》（2016 年）、《国家生态文明试验区（江西）实施方案》（2017 年）、《国家生态文明试验区（贵州）实施方案》（2017 年）和《国家生态文明试验区（海南）实施方案》（2019 年）。

四个省份的实施方案虽然不同，但有以下三个共同特点。一是市场机制的内生激励。通过创设自然资源资产产权制度、环境权益交易市场（排污权、碳排放权）、多层次生态补偿机制，以及发展多元化绿色金融工具，将生态环境成本与价值显性化、内部化，为企业提供可持续参与绿色转型的经济动源。二是政府角色的精准引导。试验区重构政府职能边界，着重强化制度供给与监管效能。通过构建清晰的空间管控规则、刚性的资源环境承载力约束、严格的生态环境损害追责制度和基于生态绩效的政绩考核体系（如自然资源资产离任审计），为市场运行和产业转型奠定清晰稳定且可预期的制度基石。三是产业体系的协同重构。区别于末端治理，试验区推动产业结构的源头绿色化与系统性升级。通过政策组合引导发展生态友好型产业、加速绿色技术应用、探索生态产品价值实现路径，并辅以资源消耗总量与强度“双控”等硬约束，促使产业体系在多重激励与约束下向高效、低碳、循环方向深度转型。

区别于环境保护税、排污费、碳排放权交易等传统单一政策工具的碎片化干预，试验区通过省域的系统性制度创新，构建“市场激励—政府引导—产业协同”三位一体的制度协同框架，实现从末端约束向源头系统重构的范式跃迁。将试验区视为“系统性政策实验”，不仅有助于揭示复合型政策体系的独特作用机制，也为构建更加有效的环境治理体系提供了理论支撑和实践指导。

（二）理论假设

波特假说指出，适度的环境规制能够促进企业创新活动（Porter and Linde, 1995）。大量实证研究将这一理论假说拓展到企业绿色创新，检验了中国环境保护税、碳排放权交易、政府环境目标约束等环境政策的绿色创新效应（齐绍洲等，2018；宋德勇等，2021；马军杰等，2025；孙阳平等，2024）。试验区拥有一系列严苛的环境保护制度和较为完善的激励制度，可以通过严格落实环保标准并给予针对性的税收减免或补贴，一定程度上避免了企业寻租行为导致的资源误置。试验区通过集成碳排放权交易、环境保护税等环境规制工具，实现对命令控制型和市场激励型政策的双重把控，构成了比单一工具更具激励和相容的制度组合，其“政策浓度”与“执行精度”的双重强化效应更能有效提高企业在绿色技术方面的创新活力。据此，本文提出如下假设。

假设 1：国家生态文明试验区建设对企业的绿色创新活动产生了积极的推动效果。

根据试验区政策特征，其影响企业绿色创新的机制，如图 1 所示。

试验区影响企业绿色创新的机制，归纳起来有以下三个效应。

一是企业自主投资效应。试验区构建了更加严格和全面的生态环境保护监管体系，包括更为严格的环境立法、更有力的司法保护以及更加严格的行政执法，从而显著提升了企业的环境合规成本和法律责任。面对日益完善的环境规制体系，企业需要通过加大总投资、提高研发投入、引进创新人才等方式积极开展绿色创新活动（Huang and Lei, 2020）。企业对绿色创新活动的投资分为两种：一种是在现有创新投入基础上增加投资，即“杠杆效应”；另一种是重新配置现有资本，将更多资源从传统或非绿色创新领域转向绿色创新领域，集中力量推动绿色技术创新活动，即绿色技术创新对其他技术创新的“挤出效应”，或称“资源配置效应”（Popp and Newell, 2012）。作为生态文明建设的先行示范区，试验区在健全生态环境保护监管体系基础上，进一步营造了更

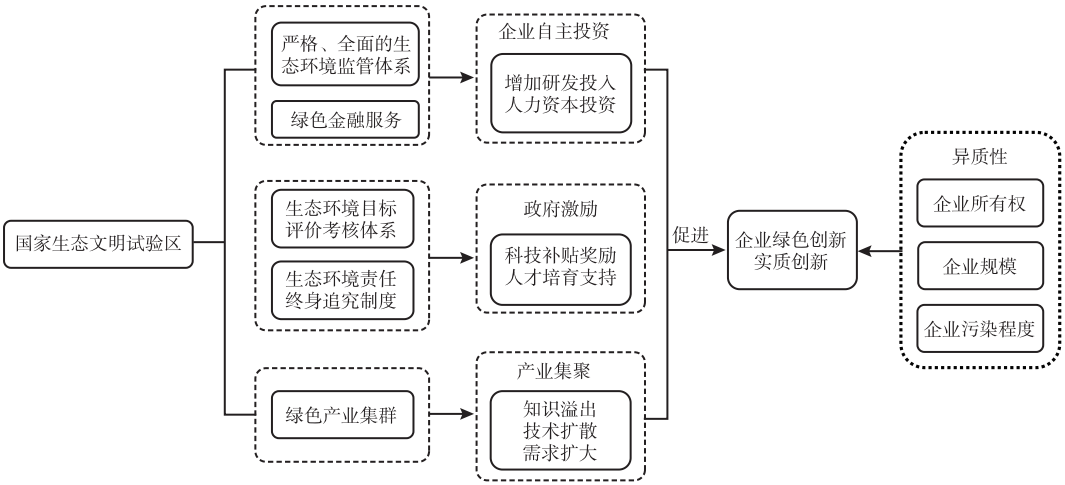


图1 国家生态文明试验区影响企业绿色创新的机制

资料来源：作者根据试验区政策文件整理得到。

为公平的经营法治环境，实现了更加严格的立法、更加高效的司法和更为有力的执法。良好的营商环境在激励企业自主投资的同时，也显著提升了企业的环境合规成本和法律责任，从而进一步推动了企业进行更多的创新投入。另外，试验区配备了更为完善的绿色金融服务，支持企业在现有创新投入的基础上增加绿色创新投入。据此，本文提出如下假设。

假设 2. a：试验区通过政策引导促进企业主动增加绿色创新投资，使企业的投资具有“杠杆效应”。

二是政府激励效应。众多研究证实，政府的扶持和激励政策在企业创新过程中发挥着重要的引导作用（Montmartin and Herrera, 2015；Bronzini and Piselli, 2016；李青原、肖泽华, 2020）。试验区建立的目标评价考核体系和责任终身追究制度，可在政府和官员政绩考核中强化对资源消耗、环境损害、生态效益等指标的约束。在政绩考核压力下，地方政府会通过科技补贴或奖励等措施鼓励企业加大研发投入，开展绿色技术创新（Bronzini and Piselli, 2016），为企业培养和引进科研人才提供资金支持，进而所高校、科研院所和企业之间搭建绿色技术研发合作的桥梁。获得政府财政支持的企业，往往被市场冠以“优质企业”的头衔，这不仅有助于缓解融资约束，还能增强其融资能力。在直接资金支持和间接融资支持的双重激励下，企业会增加绿色创新活动。基于此，本文提出如下假设。

假设 2. b：试验区通过政府激励促进企业绿色创新活动。

三是产业集聚效应。现有文献就产业集聚对企业绿色创新活动的影响进行了研究，发现产业集聚能够促进企业之间以及企业与高校、科研机构之间的知识溢出和技术扩散，形成协同创新效应，以促进企业绿色创新发展（Zeng et al., 2020；郭安辉、韩立民, 2025），同时根据消费者的环境偏好，从需求侧刺激企业主动进行绿色创新（Aghion et al., 2023）。一方面，试验区通过推动绿色产业发展，吸引和集聚了一批节能环保企业，形成了良好的产业集群。这些绿色产业集群不仅为企业提供了良好的发展环境，也促进了企业之间的技术交流与合作，推动了绿色技术创新。另一方面，产业集聚能够形成更具规模的绿色消费市场和多样化的绿色产品需求，为企业提供了更为广阔的市场空间，提升了企业绿色创新的内在动力。据此，本文提出如下假设。

假设 2. c：试验区通过产业集聚促进了企业的绿色创新活动。

二、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文采用 2010—2022 年中国上市公司数据作为分析样本，考察试验区的绿色创新效应与作用机制^①。数据梳理过程如下：（1）剔除金融等服务类企业，仅保留制造业企业。一方面，制造业企业直接面临环境污染压力和环境规制约束，对生态文明试验区政策的响应更为直接和敏感；另一方面，制造业企业的绿色创新主要体现在生产工艺改进、清洁技术研发、节能减排设备等有形技术创新上，而金融业和服务业的“绿色创新”更多体现在产品设计、业务流程优化等无形创新上，两者在创新投入、产出测度和政策响应机制方面存在本质差异，难以采用统一的评价体系。因此，本文只保留制造业企业样本。（2）对连续变量在 1% 和 99% 分位数水平进行缩尾处理，以消除极端值和异常值影响。（3）对于核心变量存在缺失的观测值，将之直接删除，以确保分析的准确性。经过数据梳理，最终获得 3933 家上市公司、29519 个观测值。

（二）变量定义

1. 被解释变量

本文参考刘金科和肖翊阳（2022）、符少燕等（2025）的研究，采用各上市企业的绿色专利申请在其当年全部专利申请中所占比例，作为衡量其绿色创新活动的指标。这种度量是基于以下三点考虑：其一，绿色专利申请量占比反映了企业在环境保护和可持续发展方面的投入和承诺，比专利授权数据更能反映企业当期对政策的反应（黎文靖、郑曼妮，2016）。根据创新经济学理论，政策冲击首先影响的是企业的创新投入决策和技术选择偏好，这些变化会立即体现在专利申请的行为中。专利申请数据能够及时、准确地反映企业对政策的行为响应，这正是政策效应评估的核心关切。专利授权不仅取决于企业的创新能力，还受审查标准、审查周期等制度因素影响，可能引入与政策无关的因素。此外，政策效应识别需要准确的时间匹配，专利申请数据能够与政策实施时点更好地对应，而授权专利数据存在 1—3 年的滞后，可能错过政策冲击的关键观测窗口。其二，绿色专利占比指标能够有效识别企业创新的“结构效应”，即政策不仅可能影响企业的总体创新水平，而且可以引导创新资源向环境友好型技术领域重新配置。这种相对的比例指标避免了因企业规模、行业特征等因素导致的绝对数量偏误，更准确地反映了试验区政策的核心作用机制，即促进企业创新方向的“绿色转型”。其三，绿色专利所占比重这一指标有助于剔除宏观层面难以直接观测的其他变量干扰（刘金科、肖翊阳，2022）。为验证结果稳健性，本文选取获批绿色专利在专利申报总量中的占比作为替代指标，以便准确地反映企业实际的绿色技术创新实力。专利申请反映企业的创新意愿和政策响应，授权专利反映创新成果的实际转化。两者结合能够较为全面地评估政策效应的完整性。

2. 机制变量

本文采用中介效应模型检验试验区的作用机制。为了区别于政府补贴等外部激励，同时识别企业基于自身资源进行的投资行为，本文参考李万福等（2017）、刘端等（2018）的研究，以企业投资（ I_{it} ）、研发投入（ RD_{it} ）和人力资本（ HC_{it} ）作为企业自主投资的代理变量。此外，以政府科技支出（ TE_{jit} ）和教育支出（ ED_{jit} ）作为政府激励的代理变量，并借鉴杨仁发（2013）的研究，以生产总值的区位熵（ $INDU_{jit}$ ）来度量产业集聚。其中，企业投资以固定资产、无形资产和其他长期资

^① 国泰安数据库提供了中国上市公司的详细数据，包括成立年份、总资产、营业收入、净资产收益率、资产负债率和国内外专利申请获得情况。依据世界知识产权组织（WIPO）于 2010 年发布的环境友好型国际专利分类索引列表和上市公司专利情况，可以精准识别企业的绿色专利申请和授权数据。政府激励和产业集聚相关测算数据来自城市统计年鉴。

产支出占总资产的比重来衡量，研发投入以研发支出占营业收入的比重衡量，人力资本以员工人数的对数值衡量。

产业集聚是行业层面的集聚还是城市层面的集聚？为了进一步厘清这一问题，本文借鉴 Martin 等（2011）的研究，将产业集聚分解为城市层面集聚 $cagg_{ijt}$ 和行业层面集聚 $iagg_{ijt}$ ，城市层面集聚反映城市经济活动的多样化集聚程度，以企业所在城市中除本企业所在行业外的其他行业的就业规模来衡量；行业层面集聚反映特定行业在该城市的专业化集聚程度，以企业所在城市中同一行业的其他企业就业规模来衡量。

3. 控制变量

本文选择的控制变量包括：（1）企业年龄。一般而言，年轻公司比老公司更愿意从事创新等有风险的活动。（2）企业规模。大公司比小公司更倾向于绿色创新，而且在创新上更具规模效应（Hall et al., 2014; Berrone et al., 2013）。（3）企业收入。企业收入的增加通常会导致企业内部资金的积累，从而缓解融资约束、促进创新活动。此外，营业收入越高，营业活动越频繁，对创新的需求也越高。（4）盈利能力和负债水平。收益率较好且拥有更多财务资源的公司更有可能在企业绿色创新活动上较多地投入（Arena et al., 2018）。

（三）模型设定

为验证假设 1，本文借鉴胡浩然等（2025）的研究，采用如下双重差分模型（DID）：

$$GI_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_r \times Post_t + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_j + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在模型（1）中， i 、 r 、 j 、 t 分别表示工业企业、省份、行业以及时间。被解释变量 GI_{ijt} 是上市公司绿色创新。 $Treat_r$ 是实验组虚拟变量，如果地区 r 是实验组（福建、江西、贵州、海南），则 $Treat_r = 1$ ，否则 $Treat_r = 0$ 。 $Post_t$ 是时间虚拟变量，当 $t \geq 2016$ 时， $Post_t = 1$ ，否则 $Post_t = 0$ 。中国政府在 2016 年提出建设试验区，福建、江西、贵州和海南的实际建设方案分别发布于 2016 年、2017 年、2017 年、2019 年。虽然各试验区具体实施方案的发布时间存在异质性，但选择 2016 年作为政策实施时间点却具有理论和实践依据，这是因为：（1）政策信号的整体性。2016 年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于设立统一规范的国家生态文明试验区的意见》，确立了试验区的整体政策框架和制度安排。虽然各地具体实施的时间不同，但政策信号在 2016 年就已向全社会释放，影响了企业和市场的预期。（2）政策内容的同质性。虽然设立时间有先后，但四个试验区的政策目标、主要任务和制度设计基本一致，都遵循统一的政策框架。从政策效应评估的角度，关注的是这一整体政策制度的影响。（3）研究设计的可行性。统一时点设定能够保持足够的样本量和统计检验力，避免因过度细分所导致的估计效率损失。

X_{it} 是其他可能影响企业绿色创新的控制变量，包括企业年龄、规模、收入、资产负债率和盈利能力，以及城市层面的绿色金融发展水平和地方政府的环境治理力度。地方政府的环境治理力度基于地方政府工作报告，参考陈诗一和陈登科（2018）的研究，通过文本分析构建。具体而言，即统计与环境相关词汇出现的频次并计算其占政府报告全文词频总数的比例。绿色金融发展水平借鉴谢东江和胡士华（2023）的做法，从绿色信贷、绿色投资、绿色保险、绿色债券、绿色支持、绿色基金、绿色权益七个方面，采用熵值法进行评价。 μ_i 、 γ_j 和 θ_j 分别是个体、行业—年份、省份—行业层面的固定效应， ε_{ijt} 是随机扰动项。 α_1 反映了建设试验区的企业绿色创新效应，是本文主要关注的估计系数。

为验证假设 2. a、假设 2. b、假设 2. c，本文将企业自主投资、政府激励和产业集聚三项中介变量纳入中介效应模型，通过自变量对中介变量的回归，考察试验区影响企业绿色创新机制。模型设置如下：

$$M_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 Treat_r \times Post_t + \delta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_{jt} + \theta_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中， M_{ijt} 是中介变量，包括企业自主投资、政府激励和产业集聚，系数 δ_1 反映了中介效应。参考孙阳阳等（2024）的研究，本文采用逐步法检验试验区影响企业绿色创新的机制，若双重差分模型（1）中系数 α_1 和中介效应模型（2）中系数 δ_1 均显著，则说明存在中介效应，即试验区通过中介变量影响企业绿色创新。

三、实证结果与分析

（一）描述性分析

表1是变量的描述性统计分析。企业绿色创新比重 GI_{ijt} 的方差为4.521，表明上市公司的绿色创新水平波动较大。人力资本投资 HC_{it} 、政府科技支出 TE_{ijt} 、政府教育支出 ED_{ijt} 、城市层面集聚度 $cagg_{ijt}$ 、行业层面集聚度 $iagg_{ijt}$ 的方差分别是1.345、1.398、0.790、4.053、4.323，这表明上市公司的自主投资、政府的激励、不同地区的产业集聚存在较大差异。其他控制变量的描述性统计结果均在合理范围内。

表 1 描述性统计

变量类别	变量名称	变量符号	样本量	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量	绿色创新比重	GI_{ijt}	29519	1.024	4.521	0	33.33
解释变量	实验组	$Treat_r$	29519	0.060	0.237	0	1
	干预时间	$Post_t$	29519	0.655	0.475	0	1
机制变量	企业自主投资						
	企业投资	I_{it}	29476	0.054	0.047	0.001	0.226
	研发投入	RD_{it}	22129	0.046	0.039	0	0.236
	人力资本投资	HC_{it}	29519	07.561	1.345	2.303	11.110
	政府激励						
	政府科技支出	TE_{ijt}	2722	10.650	1.398	7.678	17.620
	政府教育支出	ED_{ijt}	2722	13.230	0.790	11.320	15.650
	产业集聚						
	产业集聚度	$INDU_{ijt}$	24939	0.008	0.022	0	0.142
	城市层面集聚度	$cagg_{ijt}$	25504	8.201	4.053	0	13.993
控制变量	行业层面集聚度	$iagg_{ijt}$	25466	3.251	4.323	0	12.534
	盈利能力	ROE_{it}	29291	0.064	4.897	-76.760	713.200
	负债水平	LEV_{it}	29518	0.427	0.542	-0.195	63.970
	企业规模	$asset_{it}$	29518	22.070	1.330	13.080	28.640
	企业收入	$sale_{it}$	29518	21.400	1.525	9.044	28.830
	企业年龄	age_{it}	29518	2.821	4.897	0	4.159
	绿色金融发展水平	GF_{it}	29497	0.386	0.101	0.080	0.632
	地方政府环境治理力度	EG_{it}	29074	1.377	0.331	0.480	2.460

资料来源：作者利用软件 STATA18 计算整理。

（二）平行趋势检验

精准识别的前提条件是实验组样本与对照组样本在政策执行前的绿色创新活动呈现相似的发展轨迹。本文采用事件研究法，建立如下回归模型，以进行平行趋势检验。

$$GI_{ijt} = \beta_0 + \sum_{k=-3}^{k=6} \beta_k Treat_{it} \times d_k + \beta_1 X_{it} + \mu_i + \gamma_{jt} + \theta_{tj} + \varepsilon_{ijt} \tag{3}$$

其中， d_k 是年份虚拟变量， β_k 可捕获政策实施前后两组样本企业在这段时间内的差异。本文以试验区建设的前一年（标记为“-1”期）为参照点，下角标 k 表示与该参照期的时间距离。在式（3）中，重点关注的是系数 β_k 的变化，理论上 DID 模型满足平行趋势假设检验的条件，是 β_{-3} 和 β_{-2} 均不显著。此外，通过比较 β_1 至 β_6 的变化情况，还能够分析建设试验区对于企业绿色创新的动态影响效果。

图 2 的平行趋势检验结果显示， β_{-3} 和 β_{-2} 均未达到统计显著性，表明实验组样本和对照组样本企业的绿色创新活动不存在系统性差异，符合平行发展趋势的前提条件。在政策实施后的当年及之后一年，试验区对企业绿色创新的影响显著为正。在政策实施后的第二年和第四年，试验区对企业绿色创新的影响不显著，但从第五年开始，交互项系数显著为正且保持稳定。原因是，试验区通过构建更加严格的环境规制体系和标准，迫使企业调整创新战略、增加研发投入，以应对更高的环境合规要求，但企业创新能力的提升需要时间积累，因此政策效果在第五年开始稳定。

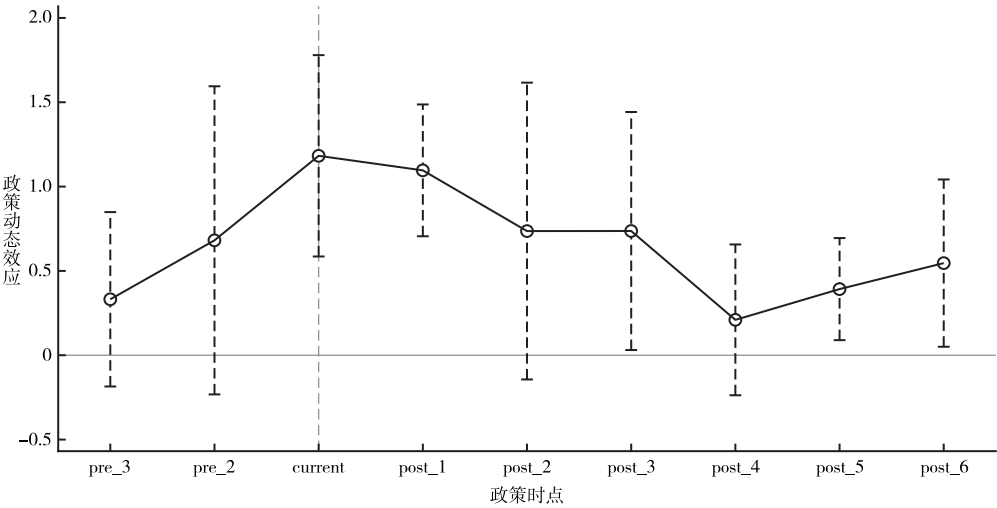


图 2 平行趋势检验

资料来源：作者利用软件 STATA18 计算整理绘制。

（三）基准回归

表 2 汇报了基准回归结果，其中第（1）列和第（5）列未加入任何控制变量，第（2）、（3）、（4）、（6）列均加入了所有的控制变量，每一列均控制了企业固定效应、年份固定效应、省份固定效应和行业固定效应的不同组合，且将标准误聚类到省份层面。表 2 的估计结果显示，核心解释变量的系数始终为正，并且均达到了不低于 5% 的显著性水平。这说明，建设试验区显著提升了企业绿色创新水平，验证了波特假说在中国的适用性。具体而言，在其他条件不变的情况下，试验区政策的实施使企业绿色创新水平提高了 0.376 个百分点，与现有文献关于环境规制能够有效激励企业绿色创新的结论相一致（李青原、肖泽华，2020；刘金科、肖翊阳，2022），为环境规制促进创新补偿效应提供了新的经验证据。其他控制变量的系数基本符合预期，企业收入越高资产负债率越低，则创新水平越高，企业年龄和盈利能力、地区绿色金融发展水平、地区政府环境治理力度等与企业的绿色创新水平不存在显著相关性。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat_t \times Post_t$	0. 290 ** (2. 134)	0. 269 ** (2. 036)	0. 307 ** (2. 371)	0. 343 *** (2. 796)	0. 380 *** (3. 348)	0. 376 *** (3. 395)
ROE_{it}		0. 001 (1. 232)	0. 001 (1. 514)	0. 001 (0. 615)		-0. 000 (-0. 012)
LEV_{it}		-0. 795 ** (-2. 697)	-0. 838 *** (-2. 826)	-0. 794 ** (-2. 507)		-0. 709 ** (-2. 239)
$asset_{it}$		-0. 229 ** (-2. 491)	-0. 226 ** (-2. 422)	-0. 261 ** (-2. 532)		-0. 247 ** (-2. 252)
$sale_{it}$		0. 092 (1. 544)	0. 099 * (1. 749)	0. 103 * (1. 861)		0. 092 (1. 476)
age_{it}		-0. 264 (-0. 552)	-0. 300 (-0. 691)	-0. 443 (-0. 950)		-0. 246 (-0. 512)
EG_{it}		0. 055 (0. 323)	0. 066 (0. 397)	0. 095 (0. 564)		0. 093 (0. 677)
GF_{it}		-0. 139 (-0. 079)	-0. 295 (-0. 082)	-0. 056 (-0. 014)		0. 692 (0. 168)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	否	是
行业固定效应	否	否	是	否	否	否
省份固定效应	否	否	是	否	否	否
省份×行业固定效应	否	否	否	是	是	是
时间×行业固定效应	否	否	否	否	是	是
样本数	29116	28436	28432	28412	29083	28402
R ²	0. 357	0. 360	0. 361	0. 371	0. 380	0. 384
Adj. R ²	0. 267	0. 270	0. 270	0. 263	0. 261	0. 265

注：*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号内数值为 t 值。下表同。
资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

（四）稳健性检验

1. 多时点 DID

中国政府在 2016 年提出建设试验区，福建、江西、贵州、海南四个实验组实际接受政策干预的时间不同。为避免估计偏误，本文参考陈秀英和刘胜（2024）、何志婵等（2024）的研究，采用多时点 DID 进行稳健性检验。具体做法是：生成新变量 *DID*，当省份为福建且时间大于 2015，或省份为江西和贵州且时间大于 2016，或省份为海南且时间大于 2018 时，*DID* 赋值为 1，否则为 0。表 3 中第（1）列的回归结果显示，变量 *DID* 的系数显著为正，且其数值接近于基准回归结果，证实本文基准回归结果是稳健的。

表 3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	多时点 DID	排除其他竞争性政策			替换变量
		环保督察	碳排放	剔除控排样本	
<i>DID</i>	0. 328 * (1. 957)				

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	多时点 DID	排除其他竞争性政策			替换变量
		环保督察	碳排放	剔除控排样本	
$Treat_t \times Post_t$		0.380 *** (3.403)	0.377 *** (3.269)	0.404 *** (3.620)	0.039 * (2.019)
$inspect_{it}$		0.072 (0.327)			
$LC_i \times Post1_t$			0.396 (1.469)		
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
省份 × 行业固定效应	是	是	是	是	是
时间 × 行业固定效应	是	是	是	是	是
样本数	28402	28402	28402	27046	28402
R ²	0.384	0.384	0.384	0.380	0.358
Adj. R ²	0.265	0.265	0.265	0.253	0.233

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

2. 排除其他竞争性政策

为进一步保证回归结果的稳健性，需考察其他可能影响企业绿色创新的政策因素，以排除其他制度的干扰。首先，针对环保督察的潜在影响，将环保督查虚拟变量 $inspect_{it}$ 纳入回归方程进行控制，以排除环保督查对企业带来的影响。具体而言，若企业 i 所在省份在 t 时期开展了环保督察工作，则 $inspect_{it}$ 赋值为 1，反之为 0。回归结果如表 3 的第（2）列。其次，探讨碳排放权交易机制的影响。将收集和整理的各地区碳市场的控排企业与上市公司进行匹配，若上市公司为控排企业， $LC_i = 1$ ，反之为 0。同时，设置变量 $Post1_t$ 来捕捉碳排放权交易机制的外部冲击效应。考虑到各碳市场试点主要在 2013 年第三、四季度至 2014 年第一、二季度间陆续启动，将 2014 年设定为政策实施的临界点，即 2014 年及其后续年份 $Post1_t$ 赋值为 1，2014 年之前年份 $Post1_t$ 赋值为 0。将碳市场控排企业虚拟变量 LC_i 和政策执行虚拟变量 $Post1_t$ 的交互项加入到回归方程中，回归结果如表 3 中第（3）列。此外，删除了被控排的企业样本进行检验，以避免可能产生的估计偏误，回归结果如表 3 中第（4）列。结果显示，核心解释变量 $Treat_t \times Post_t$ 的系数始终显著为正，且控排交互项 $LC_i \times Post1_t$ 的系数未达到显著水平。这表明，其他竞争性政策并未影响基准回归的显著性结论，排除了其他竞争性政策解释的可能，证实了基准分析结果的可靠性。

3. 替代变量

鉴于专利申请可能仅表明企业对绿色技术的关注度，而正式获批的专利虽时间滞后但更能体现企业真实的绿色创新实力，采用已获授权的绿色专利在当期申报总量中的占比作为替代指标，以便更准确地衡量企业实际的绿色技术开发能力。表 3 中第（5）列的结果显示，核心解释变量 $Treat_t \times Post_t$ 的系数仍然正向显著，进一步佐证了基准分析结果的稳健性。

4. 安慰剂检验

试验区的选择不是随机的，可能受到某些内在特征的影响。为排除随机因素对估计结果的干扰，对实验组的随机样本进行了安慰剂检验，随机生成了虚拟变量 $falesDID$ ，并重新进行基准检验。重复上述检验 500 次，并绘制估计系数的核密度图，如图 3 所示，其中虚线位置是基准回归系数（0.376）。结果很明显，反事实模拟的估计系数均值为 0，而基准回归系数是非常明显的异常值。

这表明，基准回归得到的政策效应并非由随机因素或其他不可观测的系统性冲击所驱动，在一定程度上支持了本文双重差分模型估算结果的可靠性。

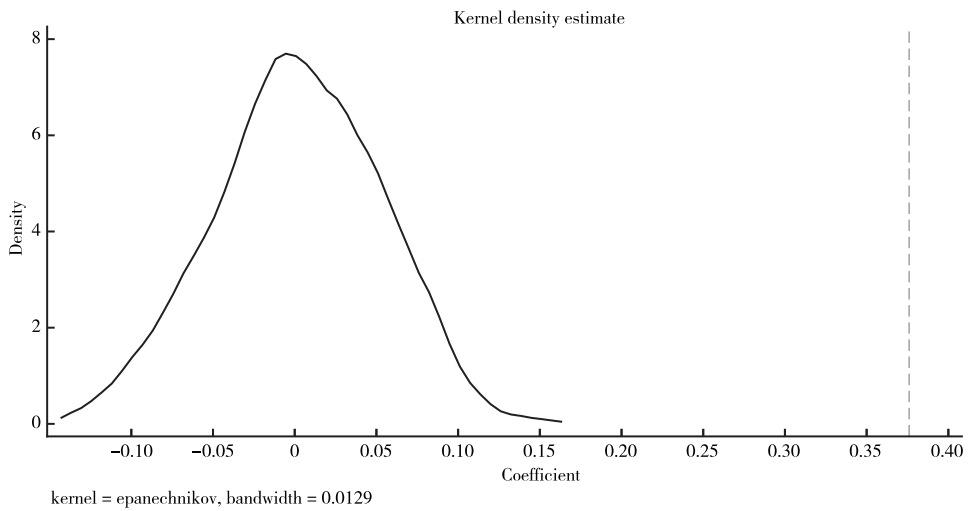


图 3 安慰剂检验的系数分布

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

(五) 机制分析

1. 企业自主投资

表 4 展示了企业自主投资的中介效应模型回归结果。其中第 (1)、(2)、(3) 列分别是企业投资、研发投入和人力资本的回归结果，核心解释变量 $Treat_t \times Post_t$ 的系数均显著为正，表明国家生态文明试验区建设显著提升了企业的投资规模、研发强度和人力资本水平。基准回归结果支持了波特假说，即环境规制通过创新补偿效应，激励企业增加创新要素投入。具体而言，试验区建设后，企业投资支出率增加 0.7%，研发支出率增加 0.1%，人力资本增加 7.3%，验证了假设 2. a。这一发现与 Aghion 等（2016）关于环境政策刺激企业自主创新投资的研究结论相契合。

为进一步考察企业绿色创新是否挤占了其他的创新资源，借鉴刘金科和肖翊阳（2022）的研究，以非绿色专利总数的对数值 NGI_{it} 为中介变量进行回归分析。表 4 第 (4) 列的结果显示， $Treat_t \times Post_t$ 的系数为正，但不显著，说明试验区的建设并未显著抑制企业的非绿色创新活动。基准回归中试验区建设显著促进企业绿色创新的结果说明，企业增加绿色创新投入的同时并未减少对非绿色创新的资源配置，即不存在显著的“挤出效应”。这意味着试验区的政策设计有效避免了创新资源的零和博弈。

表 4 企业自主投资效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	I_{it}	RD_{it}	HC_{it}	NGI_{it}
$Treat_t \times Post_t$	0.007 *** (6.384)	0.001 * (1.729)	0.073 * (1.919)	0.002 (0.034)
控制变量	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
省份 × 行业固定效应	是	是	是	是

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	I_{it}	RD_{it}	HC_{it}	NGI_{it}
时间×行业固定效应	是	是	是	是
样本数	28368	21283	28402	28402
R ²	0.549	0.852	0.851	0.488
Adj. R ²	0.461	0.818	0.822	0.389

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

2. 政府激励效应

表 5 中第（1）列和第（2）列展示了政府激励的中介效应模型回归结果，中介变量分别是政府科技支出和教育支出，控制了城市层面的上市企业数量和地区生产总值。核心解释变量 $Treat_t \times Post_t$ 系数显著为正，结合基准回归结果，说明建立试验区后，政府为达到生态文明建设评价目标，会通过科技奖励和补贴激励企业进行绿色创新活动，同时也会为企业培育和引进科研人才提供资金支持，以促进企业的绿色创新。具体而言，试验区建设政府的科技支出增加了 20.3%，教育支出增加了 5.1%，支持了假设 2. b。这与 Acemoglu 等（2016）关于环境规制通过政府激励促进企业创新的研究结果一致。

表 5 政府激励和产业集聚

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	政府激励		产业集聚		
	TE_{ijt}	ED_{ijt}	$INDU_{ijt}$	$cagg_{ijt}$	$iagg_{ijt}$
$Treat_t \times Post_t$	0.203 * (1.692)	0.051 * (1.775)	0.020 ** (2.395)	0.398 * (01.813)	0.401 ** (2.600)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	否	是	是
省份固定效应	否	否	是	否	否
行业固定效应	否	否	是	是	是
样本数	2461	2461	24510	24848	24809
R ²	0.927	0.979	0.281	0.593	0.396
Adj. R ²	0.919	0.976	0.272	0.588	0.388

注：本文以政府科技支出和教育支出作为政府激励变量的代理变量，是城市一年份层面的变量。在合并数据时，所有企业都能一一对应所在城市数据。当政府激励作为中介效应模型中的因变量时，核心解释变量是省份一年份层面的，因变量是城市一年份层面的，所以政府激励的机制检验中总样本只有 2461。

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

3. 产业集聚效应

表 5 中第（3）列至第（5）列汇报了产业集聚的中介效应模型回归结果。参考 Martin 等（2011）和 Zhang（2014）等文献，在回归中控制了工业化水平、经济发展水平（人均地区生产总值对数值）、经济集聚水平（地区生产总值/行政区域土地面积）、基础设施水平（人均公路货运量）、市场规模（市场消费零售总额）、绿色金融发展水平和地方政府的环境治理力度。第（3）列的回归结果显示，核心解释变量 $Treat_t \times Post_t$ 的系数为正，并且达到了 5% 统计显著水平，结合基准回归结果，验证了假说 2. c，即试验区的建设促进了产业集聚。试验区建设使产业集聚程度平均

提高了 0.020 个单位。第（4）列和第（5）列中核心解释变量 $Treat_t \times Post_t$ 的系数显著为正，这表明试验区既通过行业维度又通过空间维度推动产业集聚，与各试点省份差异化布局重点绿色产业的政策实践相契合。这一结果呼应了 Cheng 等（2017）关于环境规制政策的集聚效应的研究。一方面，试验区通过明确重点绿色产业领域、统一技术标准、构建绿色供应链等方式，促进了同类企业在产业链维度的协作，形成了行业集聚效应；另一方面，试验区在特定区域集中建设创新平台、配置政策资源、实施制度创新，为企业空间聚集创造了硬件条件和政策环境，产生了城市集聚效应。这种双重集聚效应体现了试验区作为“系统性政策实验”的特征，通过行业引导与空间布局的协同配合，实现了产业集聚效应的最大化，为企业绿色创新提供了更为有利的外部环境。

四、进一步分析

（一）企业绿色创新策略

探究试验区对企业绿色创新策略的影响，可根据不同专利类别划分企业的创新策略。发明型专利一般反映了较为深层的技术突破，包括新型工艺、产品创造以及方法革新等高价值研发成果。实用新型专利则反映技术含量相对较低的策略性创新，主要涉及产品形状或构造的改进。为此分别用发明专利申请数占专利总数的比重（ $invent_{it}$ ）、实用新型专利申请数占专利总数的比重（ $utility_{it}$ ）作为被解释变量，并分绿色创新和非绿色创新进行回归分析，结果如表 6 所示。在绿色专利的回归结果第（1）列和第（2）列中，核心解释变量的系数为正，但只有第（1）列的结果是显著的。第（3）列和第（4）列中非绿色专利的回归结果显示，虽然核心解释变量的系数为正，但未满足显著性标准。这一结果意味着试验区主要通过激励企业开展实质性的绿色创新来实现环境治理目标，即研发新技术、新产品和新方法，而非诱导企业进行策略性创新或非绿色创新。平均而言，试验区建设后，企业的绿色发明专利比重显著提升了 0.253 个百分点。这一发现与创新经济学理论相契合，即发明专利由于其较高的技术含量和创新价值，能够为企业带来持续的减排效益和竞争优势，因此更可能成为企业在环境规制下的优先创新选择（Berrone et al.，2013）。

表 6 企业绿色创新策略

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色专利		非绿色专利	
	$invent_{it}$	$utility_{it}$	$invent_{it}$	$utility_{it}$
$Treat_t \times Post_t$	0.253 *** (3.633)	0.011 (0.136)	-21.385 (-1.403)	0.060 (0.028)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份 × 行业固定效应	是	是	是	是
时间 × 行业固定效应	是	是	是	是
样本数	28402	28402	7336	7336
R ²	0.374	0.359	0.382	0.421
Adj. R ²	0.253	0.234	0.084	0.141

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

（二）异质性分析

1. 企业所有权异质性分析

企业产权性质差异可能导致政策响应的异质性。国有企业因其特殊的资源优势和稳定的资金来

源，加之严格的环境监管，其绿色创新决策往往具有路径依赖性，而较难因单一政策冲击进行显著调整（刘金科、肖翊阳，2022）。相比之下，非国有企业在市场压力与融资约束双重作用下，或将倾向于通过绿色创新提升竞争优势。为验证生态试验区政策对不同所有制企业绿色创新行为的差异化影响，本文按产权性质进行了子样本分析，表7呈现了相关估计结果。其中第（1）列和第（3）列的因变量是绿色专利占总专利的比重，第（2）列和第（4）列的因变量是绿色发明专利占总专利的比重。研究发现，核心解释变量的系数在国有企业子样本回归中为正，但未达到统计显著水平。而在非国有企业子样本回归中该系数为正，且达到了1%的显著性水平。这一结果揭示了生态文明试验区政策对非国有企业绿色创新的激励作用更为突出，尤其体现在实质性绿色技术创新方面。具体而言，建设试验区后，非国有企业的绿色专利比重增加了0.393个百分点，绿色发明专利比重增加了0.258个百分点。这一结果支持了市场化导向企业更容易将环境规制压力转化为创新动力的观点。

表 7 企业所有权异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业		非国有企业	
	GI_{ijt}	$invent_{it}$	GI_{ijt}	$invent_{it}$
$Treat_r \times Post_t$	-0.138 (-0.149)	0.494 (0.599)	0.393 *** (3.678)	0.258 *** (3.478)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份×行业固定效应	是	是	是	是
时间×行业固定效应	是	是	是	是
样本数	348	348	27553	27553
R ²	0.773	0.781	0.388	0.380
Adj. R ²	-0.748	-0.687	0.268	0.258

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

2. 企业规模异质性分析

为探究企业规模异质性对试验区绿色创新效应的调节作用，本文基于资产规模的对数值中位数将研究对象划分为大规模与小规模两个子样本群体，进行比较分析。分组回归结果显示，核心解释变量在大型企业样本中对绿色专利占比和绿色发明专利占比的影响均显著为正，而在小型企业样本中虽然为正，但不显著。这表明试验区主要通过激励大型企业的绿色实质创新发挥政策效应。建设试验区后，大规模企业的绿色专利比重增加了0.258个百分点，绿色发明专利比重增加了0.220个百分点。这一发现与企业创新理论相契合，即大型企业由于具有规模经济优势和更强的风险承受能力，能够更有效地分摊创新成本（Cohen and Klepper，1996）。

表 8 企业规模异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	大规模企业		小规模企业	
	GI_{ijt}	$invent_{it}$	GI_{ijt}	$invent_{it}$
$Treat_r \times Post_t$	0.258 * (1.941)	0.220 *** (2.782)	0.153 (0.624)	0.083 (0.553)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	大规模企业		小规模企业	
	GI_{ijt}	$invent_{it}$	GI_{ijt}	$invent_{it}$
时间固定效应	是	是	是	是
省份×行业固定效应	是	是	是	是
时间×行业固定效应	是	是	是	是
N	14117	14117	13846	13846
R ²	0.432	0.429	0.428	0.402
Adj. R ²	0.284	0.280	0.244	0.210

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

为进一步探究企业异质性特征对政策效应的影响，在发现大规模企业 and 非国有企业响应更强（见表 7 和表 8）的基础上，进一步比较分析了大规模国有企业与大规模非国有企业的政策响应差异。表 9 中的回归结果显示，在大规模企业群体内部，非国有企业对试验区政策的响应显著强于国有企业。具体而言，试验区建立后，大规模非国有企业的绿色专利比重增加了 0.304 个百分点，绿色发明专利比重增加了 0.233 个百分点。对比前期发现的大规模企业整体效应，可以发现，大规模非国有企业的政策响应强度明显超越了大规模企业的平均水平，这表明在控制企业规模因素后，所有制性质仍然是影响政策效应的关键因素。这一发现揭示了企业异质性效应的层次性特征。首先，从单一维度看，大规模企业相比小规模企业具有更强的创新能力和资源承载力，因此对政策刺激更为敏感；非国有企业相比国有企业具有更加灵活的决策机制和更强的市场导向，因此对环境政策信号反应更为迅速。其次，从交叉维度看，大规模非国有企业兼具规模优势和体制优势，既有充足的资源投入绿色创新，又有灵活的机制快速响应政策变化，因此表现出最强的政策响应效果。

表 9 企业所有权和规模异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	大规模国有企业		大规模非国有企业	
	GI_{ijt}	$invent_{it}$	GI_{ijt}	$invent_{it}$
$Treat_t \times Post_t$	-0.649 (-0.771)	0.551 (0.718)	0.304 ** (2.126)	0.233 ** (2.448)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份×行业固定效应	是	是	是	是
时间×行业固定效应	是	是	是	是
N	253	253	13520	13520
R ²	0.805	0.799	0.441	0.440
Adj. R ²	0.552	0.270	0.292	0.290

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

3. 企业污染程度异质性分析

参考中国环境保护部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》（环办函〔2008〕373 号），可将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿酒、制药、发酵、纺织、制革、采矿等 16 个行业定义为高污染行业，其他工业定义为轻污染行业。通过分组回归，考察污染程度不同的企业对试验区政策的响应。表 10 的回归结果显示，核心解释变量系数在

低污染企业样本的回归中均为正且至少达到 5% 的显著性水平，而在高污染企业样本中虽然为正，但并不满足统计显著性。这说明，低污染企业在试验区政策实施后更愿意进行绿色创新，而且是实质性绿色创新。

表 10 企业污染程度异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高污染		低污染	
	GI_{ijt}	$invent_{it}$	GI_{ijt}	$invent_{it}$
$Treat_t \times Post_t$	0.196 (0.546)	0.097 (0.435)	0.486 ** (2.742)	0.342 ** (2.640)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份 × 行业固定效应	是	是	是	是
时间 × 行业固定效应	是	是	是	是
N	7643	7643	20707	20707
R ²	0.320	0.341	0.405	0.390
Adj. R ²	0.181	0.206	0.279	0.261

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

此外，对大规模非国有高污染企业和大规模非国有低污染企业的异质性表现进行比较分析。表 11 的回归结果显示，在同时具备大规模和非国有特征的企业群体中，低污染企业对试验区政策的响应显著强于高污染企业。具体而言，建立试验区后，大规模非国有低污染企业的绿色专利比重增加了 0.660 个百分点，绿色发明专利比重增加了 0.358 个百分点。这一效应显著超越了大规模企业的整体水平（绿色专利比重增加 0.258 个百分点）和非国有企业的平均效应（绿色专利比重增加 0.393 个百分点）。这一发现可从以下两个方面理解：首先，高污染企业由于长期面临较大的环保压力，其环保合规水平已处于相对较高水平，政策实施后的边际创新空间有限。其次，高污染企业面临更大的转型成本约束，短期内其创新投入难以实现经济回报，因此可能抑制其创新积极性。相比之下，低污染企业由于转型成本相对较低、创新空间较大，更容易将创新资源集中于绿色技术开发，从而对环境政策表现出较强的创新响应。

表 11 企业所有权、规模和污染程度异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	大规模非国有高污染		大规模非国有低污染	
	GI_{ijt}	$invent_{it}$	GI_{ijt}	$invent_{it}$
$Treat_t \times Post_t$	-0.308 (-0.410)	0.072 (0.142)	0.660 ** (2.512)	0.358 ** (2.640)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份 × 行业固定效应	是	是	是	是
时间 × 行业固定效应	是	是	是	是
N	3787	3787	9688	9688
R ²	0.341	0.370	0.474	0.469
Adj. R ²	0.165	0.201	0.324	0.318

资料来源：作者根据软件 STATA18 回归结果整理得到。

五、结论与建议

本文采用 2010—2022 年中国上市公司的绿色专利数据，运用双重差分模型和中介效应模型，分析了试验区对企业绿色创新的影响。一是试验区显著促进了企业的绿色创新，这验证了中国方案的实际成效。二是试验区影响企业绿色创新的关键途径包括企业自主投资、政府激励、产业集聚。其中，企业自主投资主要是在现有创新投入基础上增加研发投入和人力资本，即“杠杆效应”，而不是对其他技术创新的“挤出效应”。这意味着，试验区设计契合了企业的发展需求，避免了创新资源的零和博弈。更重要的是，试验区能够引导产业集聚，从而强化企业间的知识溢出和技术扩散，加速绿色技术的传播和应用，提高区域整体绿色创新水平。三是试验区建设后，企业会进行绿色实质创新，即研发新技术、新产品和新方法。这说明，企业不是简单地形式上的环境合规调整，而是通过实质性的技术创新来应对环境挑战。政策引导企业进行了深层次的创新转型。四是试验区主要促进了非国有企业、大型企业和低污染企业的绿色创新。这说明，未来政策制定需要更多考虑企业的异质性特征，以及采取更有针对性的措施，促进各类企业共同参与绿色创新。

基于以上结论，提出以下政策建议：

第一，对中央政府来说，鉴于试验区的创新价值显著，应在总结试点经验基础上，稳步扩大试验区范围。政策工具的差异化设计是实现政策效果的关键，因此要针对不同类型企业特征精准施策，避免“一刀切”的政策设计。比如，加强对国有企业绿色创新的考核引导，为中小企业提供精准的创新服务支持，加大对高污染企业绿色转型的政策支持力度，促进其技术升级。

第二，对地方政府来说，应着力打造绿色产业集群，优化产业空间布局，引导相关企业在特定区域集聚发展。同时，要完善集聚区的创新基础设施建设，建立技术交流平台 and 产学研合作机制，放大产业集聚对绿色创新的促进效应。在产业集聚规划中应统筹考虑不同类型企业的创新需求，既要吸引大型企业发挥创新引领作用，也要为中小企业提供集聚发展的空间和支持，促进各类企业在集聚中实现协同创新。

第三，对企业来说，应抓住试验区政策机遇，主动对接试验区提供的多元化政策支持，包括绿色金融支持、政府补贴激励、税收优惠等政策工具，降低绿色创新资金成本和风险。同时，也要积极融入区域创新生态系统，加强与上下游企业的技术合作，充分发挥产业集聚的作用。

参考文献

- 陈诗一、陈登科（2018）：《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》，《经济研究》第 2 期，第 20—34 页。
- 陈加友、李鲜（2023）：《国家生态文明试验区对省域绿色全要素生产率的影响及溢出效应研究》，《贵州财经大学学报》第 4 期，第 91—100 页。
- 陈秀英、刘胜（2024）：《通向涅槃重生之路：资源枯竭型地区扶助政策的绿色赋能效应》，《生态文明研究》第 4 期，第 98—116 页。
- 陈宇科、刘蓝天、董景荣（2022）：《环境规制工具、区域差异与企业绿色技术创新——基于系统 GMM 和动态门槛的中国省级数据分析》，《科研管理》第 4 期，第 1—13 页。
- 范正根、邓志康、张普伟等（2022）：《生态文明试验区绿色发展效率测度及其影响机理》，《统计与决策》第 5 期，第 75—79 页。
- 符少燕、刘德海、黄福强（2025）：《重污染企业环保认知、基金持股与绿色创新》，《生态文明研究》第 1 期，第 109—124 页。
- 郭安辉、韩立民（2025）：《环境规制、产业集聚对高技术产业绿色创新效率的影响》，《统计与决策》第 2 期，第 173—178 页。
- 何志婵、冯鲍、方舒（2024）：《绿色信贷贴息政策是否影响了企业绿色转型——基于演化博弈动态分析与多时

点 DID 的实证研究》，《财政研究》第 11 期，第 95—113 页。

胡浩然、施炳展、宋颜群（2025）：《实施清洁生产行业标准扩大了企业间工资不平等》，《经济学（季刊）》第 1 期，第 155—172 页。

胡剑波、李潇潇、蔡雯欣（2023）：《碳达峰目标下国家生态文明试验区碳强度预测及减排潜力研究》，《技术经济》第 2 期，第 109—120 页。

胡剑波、向港（2023）：《国家生态文明试验区建设提高了碳生产率吗？——采用回归控制法的实证分析》，《西部论坛》第 2 期，第 43—59 页。

李万福、杜静、张怀（2017）：《创新补助究竟有没有激励企业创新自主投资——来自中国上市公司的新证据》，《金融研究》第 10 期，第 130—145 页。

李青原、肖泽华（2020）：《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》，《经济研究》第 9 期，第 192—208 页。

刘金科、肖翊阳（2022）：《中国环境保护税与绿色创新：杠杆效应还是挤出效应？》，《经济研究》第 1 期，第 72—88 页。

黎文靖、郑曼妮（2016）：《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》，《经济研究》第 4 期，第 60—73 页。

刘端、朱颖、陈收（2018）：《企业技术并购、自主研发投资与创新效率——来自技术密集型行业的实证》，《财经理论与实践》第 2 期，第 51—58 页。

马军杰、杨晨、王晔（2025）：《碳排放权交易政策对中国城市绿色创新的影响及其异质性分析》，《经济问题》第 1 期，第 27—36 页。

齐绍洲、林岫、崔静波（2018）：《环境权益交易市场能否诱发绿色创新？——基于我国上市公司绿色专利数据的证据》，《经济研究》第 12 期，第 129—143 页。

宋德勇、朱文博、王班班（2021）：《中国碳交易试点覆盖企业的微观实证：碳排放权交易、配额分配方法与企业绿色创新》，《中国人口·资源与环境》第 1 期，第 37—47 页。

孙阳阳、张月池、丁玉莲（2024）：《政府环境目标约束与企业绿色创新——基于企业生命周期理论的实证检验》，《生态文明研究》第 5 期，第 53—71 页。

陶锋、赵锦瑜、周浩（2021）：《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》，《中国工业经济》第 2 期，第 136—154 页。

王晓岭、庞梦茵、金家华等（2025）：《基于机器学习的重污染企业绿色创新绩效影响因素研究》，《科研管理》网络首发：<http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1567.G3.20250623.1329.004.html>。

王靖茹、王红建、吴鼎纹（2025）：《并购活跃度、全要素生产率与资源错配——来自制造业上市公司的经验证据》，《南开管理评论》第 1 期，第 78—90 页。

万攀兵、杨晁、陈林（2021）：《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》，《中国工业经济》第 9 期，第 118—136 页。

谢东江、胡士华（2023）：《绿色金融、期限错配与绿色全要素生产率》，《软科学》第 6 期，第 56—62 页。

杨仁发（2013）：《产业集聚与地区工资差距——基于我国 269 个城市的实证研究》，《管理世界》第 8 期，第 41—52 页。

游建民、张伟（2018）：《国家生态文明试验区绿色制造绩效评价及影响因素研究——以贵州为例》，《贵州社会科学》第 12 期，第 120—128 页。

于连超、张卫国、毕茜（2019）：《环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究》，《中国人口·资源与环境》第 7 期，第 112—120 页。

张明斗、代洋洋（2023）：《国家生态文明试验区建设有助于提升碳排放效率吗？——基于合成控制法的实证分析》，《南京审计大学学报》第 6 期，第 101—110 页。

张应武、谭劲、姜雨佳（2024）：《国家生态文明试验区如何提升海南绿色经济效率？》，《海南大学学报（人文社会科学版）》第 1 期，第 83—90 页。

张琦、郑瑶、孔东民（2019）：《地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于〈环境空气质量标准（2012）〉的准自然实验》，《经济研究》第 6 期，第 193—198 页。

- Acemoglu, D. , U. Akcigit and D. Hanley, et al. (2016), “Transition to Clean Technology”, *Journal of Political Economy*, 124 (1), pp. 52 – 104.
- Aghion, P. , R. Bénabou and R. Martin, et al. (2023), “Environmental Preferences and Technological Choices: Is Market Competition Clean or Dirty?”, *American Economic Review: Insights*, 5 (1), pp. 1 – 19.
- Aghion, P. , A. Dechezleprêtre and D. Hémous, et al. (2016), “Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry”, *Journal of Political Economy*, 124 (1), pp. 1 – 51.
- Arena, C. , G. Michelon and G. Trojanowski (2018), “Big Egos Can Be Green: A Study of CEO Hubris and Environmental Innovation”, *British Journal of Management*, 29 (2), pp. 316 – 336.
- Berrone, P. , A. Fosfuri and L. Gelabert, et al. (2013), “Necessity as the Mother of ‘Green’ Inventions: Institutional Pressures and Environmental Innovations”, *Strategic Management Journal*, 34 (8), pp. 891 – 909.
- Blackman, A. , Z. Y. Li and A. A. Liu (2018), “Efficacy of Command-and-Control and Market-based Environmental Regulation in Developing Countries”, *Annual Review of Resource Economics*, 10 (1), pp. 381 – 404.
- Bronzini, R. and P. Piselli (2016), “The Impact of R&D Subsidies on Firm Innovation”, *Research Policy*, 45 (2), pp. 442 – 457.
- Cullen, J. A. , and E. T. Mansur (2017), “Inferring Carbon Abatement Costs in Electricity Markets: A Revealed Preference Approach Using the Shale Revolution”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 9 (3), pp. 106 – 133.
- Cheng, Z. , L. Li and J. Liu (2017), “The Emissions Reduction Effect and Technical Progress Effect of Environmental Regulation Policy Tools”, *Journal of Cleaner Production*, 149, pp. 191 – 205.
- Cohen, W. M. and S. Klepper (1996), “Firm Size and the Nature of Innovation Within Industries: The Case of Process and Product R&D”, *The Review of Economics and Statistics*, 78 (2), pp. 232 – 243.
- Greenstone, M. , J. A. List and C. Syverson (2012), “The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U. S. Manufacturing”, NEBR Working Paper 18392.
- Hall, B. , C. Helmers and M. Rogers, et al. (2014), “The Choice Between Formal and Informal Intellectual Property: A Review”, *Journal of Economic Literature*, 52 (2), pp. 375 – 423.
- Huang, C. , X. Chang and Y. Wang, et al. (2023), “Do major customers encourage innovative sustainable development? Empirical evidence from corporate green innovation in China”, *Business Strategy and the Environment*, 32 (1), pp. 163 – 184.
- Huang, L. and Z. Lei (2020), “How Environmental Regulation Affects Corporate Green Investment: Evidence from China”, *Journal of Cleaner Production*, 279, 123560.
- Jefferson, G. H. , S. Tanaka and W. Yin (2013), “Environmental Regulation and Industrial Performance: Evidence from Unexpected Externalities in China”, SSRN Working Paper 2216220.
- Ley, M. , T. Stucki and M. Woerter (2016), “The Impact of Energy Prices on Green Innovation”, *Energy Journal*, 37 (1), pp. 41 – 75.
- Montmartin, B. , and M. Herrera (2015), “Internal and External Effects of R&D Subsidies and Fiscal Incentives: Empirical Evidence Using Spatial Dynamic Panel Models”, *Research Policy*, 44 (5), pp. 1065 – 1079.
- Martin, P. , T. Mayer and F. Mayneris (2011), “Spatial Concentration and Plant-Level Productivity in France”, *Journal of Urban Economics*, 69 (2), pp. 182 – 195.
- Popp, D. and R. Newell (2012), “Where Does Energy R&D Come From? Examining Crowding Out from Energy R&D”, *Energy Economics*, 34 (4), pp. 980 – 991.
- Petroni, G. , B. Bigliardi and F. Galati (2019), “Rethinking the Porter Hypothesis: The Underappreciated Importance of Value Appropriation and Pollution Intensity”, *Review of Policy Research*, 36 (1), pp. 121 – 140.
- Porter, M. E. and C. van der Linde (1995), “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), pp. 97 – 118.
- Ren, S. , Y. Wang and Y. Hu, et al. (2021), “CEO hometown identity and firm green innovation”, *Business Strategy and the Environment*, 30 (2), pp. 756 – 774.
- Zeng, W. , L. Li and Y. Huang (2020), “Industrial Collaborative Agglomeration, Marketization, and Green

Innovation: Evidence from China's Provincial Panel Data", *Journal of Cleaner Production*, 279 (2/3), 123598.

Zhang, K. H. (2014), "How Does Foreign Direct Investment Affect Industrial Competitiveness? Evidence from China", *China Economic Review*, 30, pp. 530 – 539.

The Assessment and Mechanism Analysis of Green Innovation Effects in National Ecological Civilization Pilot Zones

GONG Lianmei¹, HE Yongxue², KONG Lingqian³

(1. School of Digital Economics, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China;

2. School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

3. School of Economics & Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China)

Abstract: Driven by the “dual carbon” goals, the National Ecological Civilization Pilot Zones (NECPZ) have emerged as institutional innovation hubs for China’s ecological governance reforms. The interplay between policy-induced benefits and green development outcomes has garnered significant attention from academia and policymakers. However, the existing literature mainly evaluates its green effect from the city and industry level, and lacks in-depth analysis of how it affects firms’ micro-green innovation behavior. Based on this, the author uses the green patent data of China’s listed firms from 2010 to 2022 to evaluate the green innovation effect of NECPZ with the DID model, and uses the intermediary effect model to explore its impact mechanism from the three-dimensional perspective of “enterprise-government-industry”. Results show that: (1) The pilot zones significantly promote firm green innovation. (2) Firm self-directed investment, government incentives, and industrial agglomeration are important mechanisms through which pilot zones influence firms’ green innovation, with self-directed investment demonstrating a “leverage effect” rather than a “crowding-out effect”. (3) Firms generally adopt substantive innovation strategies in response to pilot zone policies. (4) In the heterogeneity analysis, the policy effects of the pilot zones are more pronounced for non-state-owned enterprises, large-scale enterprises, and low-pollution enterprises.

Key Words: ecological civilization pilot zones; firm green innovation; industrial agglomeration

责任编辑：薛亚玲