

绿色金融改革创新试验区设立与企业绿色创新

——耐心资本是“春水”还是“寒冰”？

张伟华¹，张译文¹，宋琳¹

(1.北京工商大学商学院，北京 100048)

摘要：绿色创新是企业践行可持续发展战略的核心路径，是提升产业竞争力的关键抓手，也是中国政府推进绿色转型实现“双碳”目标、构建人与自然和谐共生环境的重要支撑。以设立国家级绿色金融改革创新试验区为准自然实验，探究了绿色金融政策对企业绿色创新的影响效应和机理。结果发现：绿色金融改革创新试验区的设立显著促进了企业绿色创新，企业耐心资本在其中发挥了负向调节作用。机制分析发现，绿色金融改革创新试验区设立主要通过缓解企业融资约束、提升分析师关注度和增强企业自身社会声誉发挥作用。异质性分析表明，位于东部和金融发展水平高的地区，企业较低的市场竞争程度和非国有企业，均能够强化设立绿色金融改革创新试验区的影响效应。经济后果分析发现，绿色金融改革创新试验区设立引致的企业绿色创新，进一步促进了企业价值的提升。空间溢出效应分析发现，绿色金融改革创新试验区设立会抑制邻近地区企业绿色创新。研究为企业绿色创新影响因素与决定机制提供了微观层面的经验证据，也为企业平衡政策响应与吸引投资者长期稳定投资提供了理论参考。

关键词：绿色金融；绿色创新；耐心资本；多期双重差分

中图分类号：F832；F273.1

文献标识码：A

1 引言

企业创新是驱动内涵式增长，引领产业转型升级，实现我国经济高质量发展的重要抓手（黎文靖和郑曼妮，2016；张军扩等，2019；唐松等，2020）^{[1][2][3]}。在“双碳”背景下开展绿色创新是企业提升自身绿色竞争力的核心引擎（李青原和肖泽华，2020）^[4]，是践行“绿水青山就是金山银山”理念的关键动力，更是实现经济与环境协调发展的战略支点（Magat，1978）^[5]。2015 年中共中央、国务院印发《关于加快推进生态文明建设的意见》提出大力发展绿色产业，开展能源节约、资源循环利用、新能源开发、污染治理、生态修复等领域关键技术攻关。2019 年国家发展改革委、科技部印发《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》，进一步强调了企业绿色技术创新的主体地位。绿色创新不仅能够促进企业形成绿色动态能力，提高企业竞争力（Hart & Dowell，2011）^[6]，还能降低企业污染能耗和提高生产效率（李凯杰等，2020；武力超等，2021）^{[7][8]}，从而提升企业财务绩效（黄晓杏等，2015；陈泽文和曹洪军，2019）^{[9][10]}。但仍有研究认为绿色创新具有高风险性和不确定性（马骏等，2020）^[11]，其带来的污染治理投入会挤占企业资源，从而影响企业发展（Zhang et al.，2024）^[12]。因此，探讨企业绿色创新的影响因素，有助于激励企业高质量绿色创新，提升竞争力，实现高质量可持续发展。

我国企业绿色创新能力的提升主要依赖于命令型环境规制政策，如征收排污费倒逼企业绿色创新（李青原和肖泽华，2020）^[4]，低碳城市试点政策诱发企业绿色技术创新（徐佳和崔静波，2020）^[13]，环保目标责任制的实施促进绿色专利申请数量的扩张（陶锋等，2021）^[14]。然而，命令型环境规制政策引起的“硬约束”使得企业的绿色创新行为发生扭曲，产生绿色创新“重数量，轻质量”的现象（陶锋等，2021；王馨和王营，2021）^{[14][15]}。为此，

学术界和实务界开始关注更具灵活性的市场型环境规制政策,研究发现排污权交易试点政策(齐绍洲等, 2018)^[15]、绿色信贷政策(王馨和王营, 2021)^[15]等促进了企业的绿色创新活动。

2017年6月,经国务院批准,中国人民银行联合国家发展改革委、财政部等七部委,针对浙江、江西、广东、贵州、新疆五省部分地区,颁布了为期五年的绿色金融改革创新试验区总体方案。2019年11月、2022年8月,甘肃省兰州新区和重庆市也相继加入绿色金融改革创新试验区。该政策以市场机制为核心,融合了部分命令型政策的引导功能,形成了“市场主导+政府引导”的混合模式。该政策的出台独立于微观企业决策,企业无法提前预判或干预试点区域选择,因此满足政策外生性要求。此外,为了更大力度吸引社会资本参与创业投资(田丹等, 2025)^[17],党的二十届三中全会上提出要发展耐心资本,2024年中央经济工作会议上再次强调要壮大耐心资本。该政策为企业开展绿色创新行为进一步提供了资金支持(田丹等, 2025; 薛龙和艾世杰, 2025)^{[17][18]}。因此,本文利用绿色金融改革创新试验区这一特殊政策背景,创新性地从融合规制模式角度出发,考察绿色金融政策对企业绿色创新的影响效应与机理,以及耐心资本能否助力绿色金融政策影响企业行为。

具体而言,本文以2010-2023年中国A股上市公司为研究样本,选取设立绿色金融改革创新试验区为外生政策冲击,从微观视角探究了其对企业绿色创新的影响效应和机理。研究发现:绿色金融改革创新试验区设立能够通过缓解企业融资约束、吸引更多分析师关注和提升企业社会声誉促进企业绿色创新。特别是,当位于东部地区和金融发展水平高的地区,以及企业市场竞争程度低和非国有企业的情况下,这种促进作用会更加明显。此外,企业耐心资本发挥了负向调节作用。同时,政策实施引发的企业绿色创新,会进一步提高企业的账面价值和市值。本文的边际贡献体现在以下几方面:

第一,揭示耐心资本的“非预期调节作用”。现有文献认为耐心资本作为长期投资,更加注重企业的长期发展,有助于满足企业开展绿色技术创新的长期资金需求(薛龙和艾世杰, 2025; 孟维福和吴琦, 2025)^{[18][19]}。本文首次发现耐心资本在绿色金融政策与企业绿色创新关系中发挥负向调节作用,其原因可能在于获耐心资本支持的企业已形成“内部融资缓冲”,降低对外部政策激励的依赖性,且绿色金融政策的短期性与耐心资本的长期策略不匹配,导致政策效果弱化。

第二,从金融资源配置视角展开多维度政策效应机制分析。将资源依赖理论与信号传递理论整合,构建绿色金融政策影响企业绿色创新的理论框架,采用多期双重差分法验证了绿色金融改革创新试验区政策促进企业绿色创新的重要渠道。一方面,考察了绿色金融政策在缓解企业融资约束后采取的主动绿色创新行为;另一方面,探讨了绿色金融政策的信息传递作用引起的分析师关注和企业声誉诱发的被动绿色创新行为。

第三,丰富了企业绿色创新影响因素的相关研究。现有文献大多考察单一的命令型环境规制政策(李青原和肖泽华, 2020; 陶锋等, 2021)^{[4][14]}或市场型环境规制政策(王馨和王营, 2021; 齐绍洲等, 2018)^{[15][15]}对企业绿色创新行为的影响。本文所选取的绿色金融改革创新试验区融合了政府规制与金融市场,以市场化手段为主导,由政府构建制度框架,为考察企业绿色创新提供了新的视角。

本文后续安排如下:第二部分为制度背景与文献综述;第三部分为理论分析与研究假设;第四部分为研究设计;第五部分为实证结果与分析;第六部分为进一步分析;最后第七部分研究结论并提出相应政策建议。

2 制度背景与文献综述

2.1 制度背景

推动企业绿色低碳发展,构建人与自然和谐共生的生态环境,是中国实现高质量发展的内在要求,也是实现“双碳”目标的必由之路。金融作为现代经济的核心,在引导资源配置、

促进经济转型的过程中扮演着关键角色,因此构建完善的绿色金融体系成为国家重要战略部署。2016年8月中国人民银行等七部委联合发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》,使中国成为全球首个由中央政府推动绿色金融体系建设的国家,《意见》系统地提出了构建绿色金融体系的框架和目标,旨在通过绿色信贷、绿色债券、绿色发展基金等多种金融工具,引导和激励更多社会资本投入环保、节能等绿色领域。为将顶层设计落实到实处,探索可复制、可推广的绿色发展经验,国务院于2017年6月决定在浙江、江西、广东、贵州、新疆五省的部分地区设立绿色金融改革创新试验区,这一举措标志着中国绿色金融进入了“自上而下”顶层设计与“自下而上”基层探索相结合的新阶段。此后,试点地区逐步扩大,2019年11月甘肃省兰州新区和2022年8月重庆市相继获批建设试验区,最终形成涵盖7省份、10地区的绿色金融改革创新试验区试点格局。各试验区在制定政策内容时并非采取“一刀切”的模式,而是依据其空间格局、资源禀赋、产业结构、经济发展水平等的差异化特点,制定了各具特色、各有侧重的总体方案和发展目标。例如浙江省(湖州市、衢州市)倡导绿色发展支持产业结构转型升级,加速对传统化工行业的改造升级;广东省(广州市)着力发展绿色金融市场,创新发展绿色金融产品和服务;新疆维吾尔自治区(哈密市、昌吉州、克拉玛依市)侧重绿色金融对现代农业的支持;贵州省(贵安新区)和江西省(赣江新区)则主要探索如何构建绿色金融支持生态价值实现的模式;重庆市更是将“推进绿色数字基础设施建设”纳入重点工作,积极运用金融科技手段提升绿色金融服务的效率和覆盖面。

多年的改革经验表明,设立绿色金融改革创新试验区取得了显著成效。截至2022年末,试验区绿色贷款余额达1.26万亿元,绿色债券发行规模达3214.18亿元,其中,试验区绿色贷款余额总额在全国绿色贷款余额的占比为5.72%,高于一般贷款占比1.64个百分点

1。绿色金融改革创新试验区的设立,为企业开展绿色创新活动提供了更为有利的融资环境 and 市场机遇,成为研究绿色金融政策经济后果与环境效应的理想“准自然实验”场景,为本文探究其对企业绿色创新的影响奠定了坚实制度基础。

2.2 文献综述

2.2.1 绿色金融政策的相关研究

有关绿色金融政策的相关研究主要是围绕其地区环境效益以及对企业行为影响等方面展开。在地区环境效益方面,绿色金融改革创新试验区的建立有效降低了地级市层面的碳排放强度(吕承超等,2025)^[20],并通过降低能源强度和激励绿色技术创新促进城市污染降碳(马莹莹等,2024)^[20]。同时政策影响存在区域异质性,绿色金融政策促进了广州市的绿色技术进步,而对湖州市、衢州市和克拉玛依市的影响效果不明显(Chen et al., 2024)^[22]。对企业行为影响主要涵盖以下方面:从降碳效果角度,绿色金融政策显著降低了长江经济带制造业企业污染排放(刘婷婷和周兵,2025)^[23],能够与碳排放权交易机制通过共同促进企业绿色创新来实现减排效应(Zhang & Fan, 2024)^[24];从融资角度,绿色金融政策的实施通过调整绿色信贷利率和绿色债券利率,进而优化企业的融资环境(孙传旺和何一若,2025)^[25];此外,处于绿色金融政策试点地区的企业其环境违规概率更低(杜兴强等,2024)^[25],企业绿色技术创新的数量和质量也更高(时省和张亚,2024)^[27],且对企业独立申请专利的促进作用明显高于联合申请(Liu & Wang, 2023)^[27]。然而,有研究发现,绿色金融政策在强化政府信贷管控的同时,可能加剧企业信贷供给约束,从而对企业全要素生产率产生一定的抑制效应(Fu et al., 2024)^[29]。

2.2.2 企业绿色创新的相关研究

企业绿色创新作为实现经济可持续发展的重要微观机制,近年来受到广泛关注。现有研究主要从驱动因素和影响机制两方面展开研究。在驱动因素方面,发展新质生产力(蒋雨思等,2025)^[30];政府规制政策,例如碳排放权交易(刁海璨和张延群,2025)^[31]、研发费用加计扣除政策(李元亨等,2025)^[32]、建设绿色工厂(戴魁早等,2024)^[33]等;企业数

数字化转型（刘光富等，2025）^[34]；内部高管特征，包括女性高管认知烙印（郝颖等，2025）^[35]、高管自身声誉（徐宁等，2024）^[36]、高管技术烙印（黄微平和陈星，2024）^[37]等，这些都是影响企业绿色创新的关键驱动力。在影响机制方面，绿色创新能够减少企业污染排放，提升企业声誉（Chen et al., 2023）^[38]，以及增强企业盈利能力（Hao et al., 2022）^[39]，进而提高企业价值。同时，绿色创新可作为中间传播路径，企业 ESG 表现能够推动企业开展绿色技术创新，促进企业价值提升（Zhao et al., 2025）^[40]，形成了“ESG 驱动-绿色创新-价值提升”的良性循环。此外，企业为应对 ESG 评级分歧而开展绿色创新，可以作为缓冲机制来抵御因评级分歧带来的各类风险（Zhou et al., 2024）^[41]。

2.2.3 耐心资本的相关研究

耐心资本源于政治经济学，因其长期性、稳定性、可持续性受到学术界和实务界的关注。现有研究从宏观和微观角度考察了耐心资本的效用。从宏观层面，林毅夫和王燕（2017）^[42]认为耐心资本是指坚持长期价值创造的相关投资；随洪光等（2017）^[42]发现外商投资中由于存在较大比例的非耐心资本，因此降低了经济增长质量；李三希等（2024）^[43]探讨了耐心资本推动新质生产力发展的意义、存在的问题以及发挥作用的路径；洪银兴和姜集闯（2024）^[45]也在阐述了耐心资本的内涵和外延基础上，分析了耐心资本促进新质生产力发展的机制以及不同类型耐心资本所发挥的作用。从微观层面，温磊和李思飞（2024）^[46]研究发现耐心资本的长期投资性质会缓解企业融资约束、促进企业创新及激发企业的长期导向，最终促进企业新质生产力提升；姜中裕和吴福象（2024）^[47]认为耐心资本通过与企业建立长期导向的战略伙伴关系，缓解信息不对称和委托代理冲突，进而提高企业创新效率；吴旻佳等（2022）^[48]认为耐心资本通过运用自身的信息优势和专业优势对企业发挥监督治理作用，从而提高企业绩效。

综上所述，现有文献考察了绿色金融对企业绿色创新的影响（马莹莹等，2024；Zhang & Fan, 2024；时省和张亚，2024）^{[20][24][27]}，也发现耐心资本有助于提升企业新质生产力和创新效率（温磊和李思飞，2024；姜中裕和吴福象，2024）^{[46][47]}。然而，两者的投资目标范围存在差异，绿色金融强调环境效益、风险管理和经济效益的统一，耐心资本则主要追求长期的经济回报（程恩富和刘美平，2024）^[49]。现有研究主要集中于单一考察绿色金融或耐心资本对企业创新的影响，少有文献探究专注于绿色投资的绿色金融与兼顾绿色项目与其他项目的耐心资本对企业绿色创新的协同作用。基于此，本文从微观企业视角考察设立绿色金融改革创新试验区对企业绿色创新的影响，并检验耐心资本能否协同绿色金融改革创新试验区政策激励企业绿色创新。

3 理论分析与研究假设

根据资源依赖理论，企业创新活动具有高度的资金依赖性，而绿色创新因研发周期长、投资风险高等特征，往往面临更严重的融资约束（Zhang et al., 2024）^[12]。绿色金融改革创新试验区作为政府推动绿色转型的重要政策工具（王爱萍等，2024）^[50]，通过构建差异化的金融体系，有效缓解了企业面临的融资约束（王爱萍等，2024；张庆君和黄玲，2023）^{[50][51]}。试验区通过多重机制改善企业融资环境：一是设立了专项的绿色信贷额度，拓宽企业的抵质押范围，降低了区内企业绿色研发的融资约束，如广东省广州市大力发展绿色信贷鼓励银行研发能源效率贷款、节能减排专项贷款等，并将国家核证自愿减排量（CCER）等碳资产、节能环保项目特许经营权、排污权、碳排放权以及林地经营权、公益林和天然林收益权等环境权益及其收益权作为合格抵质押物，降低环境权益抵质押物业务办理的合规风险。二是推动绿色债券市场发展，直接拓宽了企业的融资渠道，如重庆市提出要充分发挥重大绿色金融项目的示范和带动作用，构建涵盖绿色信贷、绿色债券、绿色保险、绿色基金、绿色上市融资等绿色金融体系，推动支柱产业绿色转型升级。三是建立风险分担机制，提高金融机构的放贷意愿，如广州市花都区建立创新绿色金融风险补偿机制，对开展绿色信贷、绿色

债券、绿色保险等绿色金融业务的金融业各类机构，按其损失金额的 20% 给予风险补偿。这些措施不仅提升了企业的资金可得性，还增强了企业进行绿色创新的信心，使得企业在获得便利的融资支持后，倾向进行绿色转型以满足地区环境发展的需要，促进企业绿色创新。

绿色金融改革创新试验区可以通过信息传递效应改变资本市场参与者的行为模式。基于信号传递理论，试验区政策的实施向市场提供了明确的绿色市场导向信号，这种信号会吸引更多分析师关注试验区内的企业，一方面试验区积极建立环境信用评价制度，发布环保“黑名单”，如广东省广州市实施多部门联合惩戒，将企业污染排放信息、环境违法违规记录、安全生产、环境污染责任险参保情况等环境信息纳入全国信用信息共享平台、企业征信系统、广东省中小企业融资对接平台等信用信息平台。这一举措提高了企业的信息透明度，降低了分析师获取信息的成本。另一方面试验区内环保表现好的企业可能获得更多的政策支持和融资便利具有较强的未来发展潜力，从而激励分析师对企业的关注。而分析师作为专业的信息中介，其发布的研究报告和企业评级会放大企业绿色创新活动在市场中的可见度，形成“市场监督”效应迫使内部管理层更加重视绿色创新以维持良好的企业市场形象。并且分析师关注带来的信息透明度改善可以降低企业与投资者间的信息不对称程度，使得企业绿色创新项目更容易受到市场投资者的认可和支持，激发企业进行绿色创新。

企业环境信息披露能够降低内外部信息不对称，通过增强企业社会声誉、加大外部监督力度等将环境责任与企业自身利益相挂钩，这是企业履行环境责任、降低碳排放的关键手段。自绿色金融改革创新试验区设立以来，各地政府逐步建立完善的环境信息披露法规，如《湖州市绿色金融促进条例》将碳排放信息披露、企业碳评价等内容列入地方性法规。强制的环境信息披露法规提高了企业透明度，为提高企业自身声誉，迫使内部管理层积极履行社会义务、更加重视环境责任。此外，试验区构建的绿色项目扶持体系进一步将企业环境表现与声誉相关联，形成有效的激励与约束机制，如江西省赣江新区依托绿色项目库和绿色金融服务中心，促进绿色企业与金融机构精准对接；广东省广州市通过绿色企业与项目库管理机制，实现了绿色制造示范企业名单与融资系统互联互通。良好的社会声誉能够增强企业在消费者、投资者等利益相关者中的认可度，这种“声誉溢价”为企业绿色创新提供了市场保障。同时，良好的社会声誉有助于企业吸引高素质研发人才，为企业绿色创新提供了人力资本支持。

基于上述分析，本文提出假设：

假设 H1：绿色金融改革创新试验区的设立能够促进企业绿色创新。

耐心资本是一种专注于长期投资的资本形式，其典型代表是稳定型机构投资者，较其他投资者具有长期导向主要关注企业长期价值而非短期利益、能力赋能即通过技术协同和管理经验输出方式直接支持企业绿色创新等特点。机构投资者的引入可提升企业绿色创新水平（韩云等，2024）^[52]，还可以通过增加参与公司治理的动机和有效性，进而提升企业绿色发展意识和绿色资源配置效率（宋肖肖等，2025）^[53]。作为耐心资本的典型代表，稳定型机构投资者长期投资的战略导向与绿色创新的发展周期性相吻合，通过“资本耐心化”长期稳定投资缓解企业在绿色创新过程中面临的融资约束问题，与绿色金融改革创新试验区的绿色金融工具形成“政策金融+耐心资本”的双重保障体系。在公司治理层面，机构股东可通过参与股东大会行使股东权利，推动企业将绿色政策机遇转化为创新战略，支持绿色创新投入并确保资源的投资合理性。在风险分担方面，稳定型机构投资者的持续资本支持可对冲绿色创新的不确定性，弥补试验区短期政策工具的不足，使得企业更敢于进行高风险的创新活动。另外，具有丰富产业、行业背景的机构投资者还能为企业带来国内外先进核心技术和市场渠道等战略性资源，在试验区助力绿色发展的同时进一步加速企业绿色创新成果转化。

基于上述分析，本文提出假设：

假设 H2：企业拥有更高程度的耐心资本时，绿色金融改革创新试验区的设立对企业绿色创新的促进效果更好。

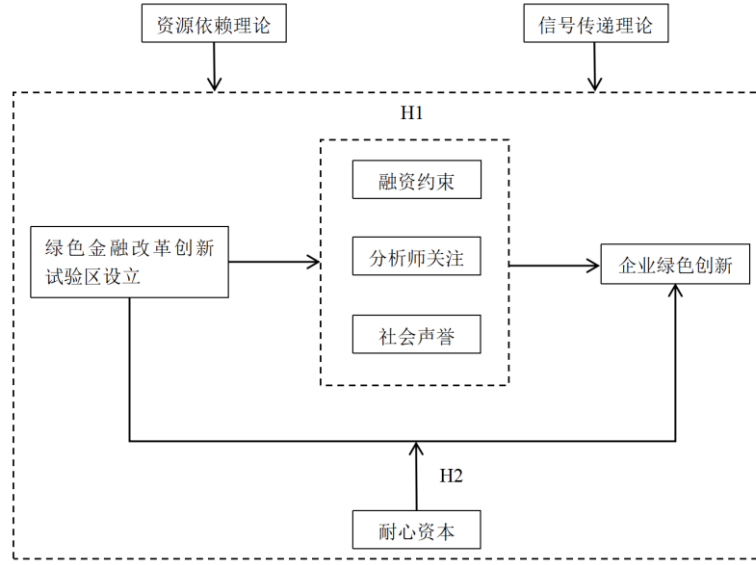


图 1 研究假设框架图

4 研究设计

4.1 样本选取与数据来源

本文以 2010-2023 年中国 A 股上市公司为研究样本。其中绿色专利数据来源于 CNRDS 数据库，机构投资者持股比例数据、个股换手率数据和企业财务数据来源于 CSMAR 数据库。并在此基础上按照以下原则进行数据处理：（1）剔除金融业企业；（2）剔除 ST、*ST 和 PT 类企业；（3）剔除上市未满一年和资产负债率大于 1 的样本；（4）剔除企业注册地在境外（开曼群岛、香港）的样本；（5）剔除了关键变量数据缺失的样本。最终得到 4907 家上市企业共 39849 个公司-年度观测值，包括 1720 家注册地位于绿色金融改革创新试验区的处理组企业和 3187 家注册地未位于绿色金融改革创新试验区的对照组企业。此外，为避免极端异常值对研究结果的影响，对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。数据处理与分析使用 Excel2019 和 Stata16 完成。

4.2 模型构建与指标选取

本文以 2017 年正式开始设立国家级绿色金融改革创新试验区作为外生冲击，自 2017 年首次设立绿色金融改革创新试验区后陆续有其他地区入选试验区，若上市企业的注册地位于这些试验区则为处理组，对照组为上市企业注册地未位于试验区。由于各地区入选绿色金融改革创新试验区的时间不一致，因此根据处理组处理时间存在差异的数据特征，采用多期双重差分法进行回归，基准回归模型（1）和调节效应模型（2）如下：

$$\begin{aligned}
 LnGP_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 Treat_i + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 Firmage_{i,t} \\
 & + \alpha_6 Dual_{i,t} + \alpha_7 Profit_{i,t} + \alpha_8 Top1_{i,t} + \alpha_9 Opinion_{i,t} + \alpha_{10} Mshare_{i,t} + \alpha_{11} REC_{i,t} \\
 & + \alpha_{12} INV_{i,t} + \alpha_{13} Fixed_{i,t} + \alpha_{14} Balance_{i,t} + \mu_t + \eta_j + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 LnGP_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 PC_{i,t} + \beta_4 Treat_i \times Post_t \times PC_{i,t} \\
 & + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Firmage_{i,t} + \beta_8 Dual_{i,t} + \beta_9 Profit_{i,t} + \beta_{10} Top1_{i,t} + \beta_{11} Opinion_{i,t} \\
 & + \beta_{12} Mshare_{i,t} + \beta_{13} REC_{i,t} + \beta_{14} INV_{i,t} + \beta_{15} Fixed_{i,t} + \beta_{16} Balance_{i,t} + \mu_t + \eta_j + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

其中， i, t, j 分别代表企业，年份和行业。 $\text{LnGP}_{i,t}$ 为上市企业绿色创新水平。 Treat_i 为组别虚拟变量，以企业注册地是否被设立为绿色金融改革创新试验区来划分处理组（赋值 1）和对照组（赋值 0），由于以试验区所在的市（区）为划分依据所得处理组样本数量过少，因此以企业注册地所在省份为组别虚拟变量的设定依据，即只要企业注册地在拥有试验区的那个省份就被归为处理组。 Post_t 为时间虚拟变量，试点地区被纳入绿色金融改革创新试验区当年及以后年份赋值 1，否则赋值 0。 $\text{PC}_{i,t}$ 为企业耐心资本。 μ_t 表示年份固定效应， η_j 表示行业固定效应（选用中国上市公司协会行业分类代码，其中制造业采用二级行业分类代码，其余行业采用一级行业分类代码）， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

被解释变量（LnGP）：企业绿色创新。从创新产出方面衡量企业绿色创新水平，选取企业当年独立申请的绿色专利数量进行衡量。为尽可能确保绿色专利申请数量符合正态分布，采用对企业当年独立申请的绿色专利数量做加 1 后取自然对数处理，数值越大则企业绿色创新水平越高。

核心解释变量（Treat×Post）：绿色金融改革创新试验区设立的虚拟变量。若企业注册地所在省份有市（区）被设立为绿色金融改革创新试验区，即浙江省、江西省、广东省、贵州省、新疆维吾尔自治区、甘肃省和重庆市，则 Treat_i 赋值为 1，否则赋值为 0。根据不同地区设立试验区的年份构造 Post ，若年份为试验区设立的当年及以后则 Post_t 赋值为 1，否则赋值为 0，其中浙江省、江西省、广东省、贵州省、新疆维吾尔自治区 2017 年及以后赋值 1，甘肃省 2019 年及以后赋值 1，重庆市 2022 年及以后赋值 1。

调节变量（PC）：企业耐心资本。从两个角度进行度量，一是参考吴旻佳等（2022）^[48]的做法，采用机构投资者整体持股比例（INVH）来衡量机构投资者整体持股水平，以此计算机构投资者稳定性指标 Invest ，即企业 i 在 t 年的机构投资者持股比例与其过去三年持股比例标准差的比值，见式（3）。比值越大则机构投资者稳定性越高，企业越具有耐心资本。二是机构投资者交易活跃度指标（TOR），采用个股年换手率与机构投资者持股比例的乘积衡量，数值越高则机构投资者交易越活跃，企业越缺乏耐心资本。

$$\text{Invest}_{i,t} = \frac{\text{INVH}_{i,t}}{\text{std}(\text{INVH}_{i,t-1}, \text{INVH}_{i,t-2}, \text{INVH}_{i,t-3})} \quad (3)$$

控制变量：企业规模（Size），资产负债率（Lev），企业成立年限（Firmage），两职合一（Dual），是否盈利（Profit），第一大股东持股比例（Top1），审计意见（Opinion），管理层持股比例（Mshare），应收账款占比（REC），存货占比（INV），固定资产占比（Fixed），股权制衡度（Balance）。

具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
解释变量	绿色金融改革创新试验区设立	$\text{Treat} \times \text{Post}$	企业所在省份是绿色金融改革创新试验区且年份 $t \geq$ 政策起始年
被解释变量	企业绿色创新	LnGP	$\ln(1 + \text{当年独立申请的绿色专利数量})$
调节变量	企业耐心资本	PC	机构投资者稳定性（Invest） 机构投资者交易活跃度（TOR）
控制变量	企业规模	Size	$\ln(\text{年末总资产})$
	资产负债率	Lev	总负债/总资产

企业成立年限	Firmage	ln（当年年份-企业成立年份+1）
两职合一	Dual	董事长与总经理是同一人为 1，否则为 0
是否盈利	Profit	当年净利润大于 0 为 1，否则为 0
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
审计意见	Opinion	企业当年财务报告被出具了标准无保留意见则为 1，否则为 0
管理层持股比例	Mshare	董监高持股数量/总股数
应收账款占比	REC	应收账款净额/总资产
存货占比	INV	存货净额/总资产
固定资产占比	Fixed	固定资产净额/总资产
股权制衡度	Balance	第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例

5 实证结果与分析

5.1 描述性统计

表 2 可以看出，企业绿色创新（LnGP）的平均值为 0.3645，标准差为 0.7763，最小值为 0，表明我国上市企业绿色创新水平整体偏低，企业间差距明显且存在部分企业无绿色专利申请情况；组别虚拟变量（Treat）的平均值为 0.3380，表明有 33.80%的上市企业位于绿色金融改革创新试验区；时间虚拟变量（Post）的平均值为 0.2157，表明 21.57%的观测值在设立绿色金融改革创新试验区政策实施后；机构投资者稳定性（Invest）的平均值为 17.2784，标准差为 44.2993，表明机构投资者持股整体较为稳定，但不同机构投资者稳定性差距较大，体现出我国机构投资者持股时间差异化的特点；机构投资者交易活跃度（TOR）的平均值为 3.9348，表明机构投资者持股较为稳定，由其导致的年个股换手率整体偏低。控制变量方面，企业规模（Size）的平均值为 22.2561，数值偏大，可能与样本企业为上市企业其规模普遍较大有关；资产负债率（Lev）的标准差为 20.4420，表明不同企业间资产负债情况差异明显，甚至小部分企业的资产负债率高达 90%以上，体现出上市企业经营战略多元化；是否盈利（Profit）的平均值为 0.8677，表明样本企业中有 86.77%的企业当年净利润大于 0 处于盈利状态。其余变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
LnGP	39,849	0.3645	0.7763	0.0000	3.8918
Treat	39,849	0.3380	0.4730	0.0000	1.0000
Post	39,849	0.2157	0.4113	0.0000	1.0000
Treat×Post	39,849	0.2157	0.4113	0.0000	1.0000
Invest	39,812	17.2784	44.2993	0.0092	447.3801
TOR	39,842	3.9348	6.5946	0.0068	53.5318
Size	39,849	22.2561	1.2977	19.5932	26.4973
Lev（%）	39,849	42.5336	20.4420	3.6472	90.6038
Firmage	39,849	2.9611	0.3266	1.3863	3.6889

Dual	39,849	0.2847	0.4513	0.0000	1.0000
Profit	39,849	0.8677	0.3388	0.0000	1.0000
Top1 (%)	39,849	33.6917	14.7884	7.8000	75.9000
Opinion	39,849	0.9706	0.1689	0.0000	1.0000
Mshare (%)	39,849	13.1380	19.1127	0.0000	69.5998
REC (%)	39,849	12.1574	10.2703	0.0013	50.4590
INV (%)	39,849	13.9198	12.8107	0.0000	76.2286
Fixed (%)	39,849	20.9070	15.7039	0.1704	75.2279
Balance	39,849	0.7462	0.6097	0.0173	2.9445

5.2 相关性分析

表 3 可以看出，绿色金融改革创新试验区设立（**Treat×Post**）与企业绿色创新（LnGP）的相关系数为 **0.049**，在 1%水平上显著，这与假设 H1 方向一致，初步认为绿色金融改革创新试验区的设立能够促进企业绿色创新。其余假设仍需做进一步回归分析验证。**VIF** 的最大值为 **2.39** 远小于 10，平均 **VIF** 值为 **1.40**，说明变量间不存在多重共线性问题，本文研究所选取的变量较为合理。

表 3 相关性分析

变量	LnGP	Treat×Post	Invest	TOR	Size	Lev	Firmage	Dual	Profit	Top1	Opinion	Mshare	REC	INV	Fixed	Balance	VIF
LnGP	1.000																—
Treat×Post	0.049***	1.000															1.06
Invest	0.001	-0.008*	1.000														1.09
TOR	-0.008	0.003	-0.022***	1.000													1.16
Size	0.184***	-0.005	0.136***	-0.083***	1.000												1.65
Lev	0.080***	-0.019***	0.084***	-0.074***	0.482***	1.000											1.70
Firmage	-0.030***	0.146***	0.158***	-0.137***	0.187***	0.154***	1.000										1.18
Dual	0.014***	0.086***	-0.102***	0.031***	-0.171***	-0.138***	-0.083***	1.000									1.09
Profit	0.028***	-0.038***	-0.012**	0.062***	0.073***	-0.180***	-0.089***	-0.010*	1.000								1.15
Top1	0.008	-0.051***	0.146***	0.236***	0.190***	0.043***	-0.118***	-0.065***	0.131***	1.000							2.39
Opinion	0.033***	-0.017***	0.005	0.033***	0.043***	-0.109***	-0.065***	0.012**	0.234***	0.087***	1.000						1.08
Mshare	0.027***	0.101***	-0.196***	-0.070***	-0.333***	-0.307***	-0.214***	0.247***	0.068***	-0.080***	0.052***	1.000					1.42
REC	0.129***	0.064***	-0.106***	0.012**	-0.196***	0.034***	-0.076***	0.083***	-0.011**	-0.124***	-0.007	0.196***	1.000				1.25
INV	-0.052***	-0.054***	0.014***	-0.014***	0.094***	0.282***	0.040***	-0.026***	0.020***	0.049***	0.010**	-0.077***	-0.082***	1.000			1.29
Fixed	-0.042***	-0.058***	0.039***	-0.015***	0.100***	0.084***	-0.019***	-0.093***	-0.038***	0.092***	0.012**	-0.144***	-0.284***	-0.273***	1.000		1.28
Balance	0.011**	0.066***	-0.108***	-0.040***	-0.095***	-0.112***	-0.003	0.069***	-0.034***	-0.686***	-0.038***	0.216***	0.095***	-0.094***	-0.078***	1.000	2.17

注：***、**、*表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为 t 值使用了 robust 标准误，如无特殊说明下表同。

5.3 基准回归分析

表 4 报告了模型(1)的回归结果,其中列(1)只加入核心解释变量 $Treat \times Post$ 和 $Treat$, 没有纳入控制变量及年份、行业固定效应,列(2)在列(1)的基础上加入了年份和行业固定效应,列(3)进一步加入控制变量。回归结果显示,绿色金融改革创新试验区设立 ($Treat \times Post$) 的回归系数至少在 5%水平上显著为正,说明绿色金融改革创新试验区的设立能够促进企业绿色创新。以列(3)为例,绿色金融改革创新试验区设立 ($Treat \times Post$) 的回归系数为 0.032,在 5%水平上显著,说明控制其他因素后,相对于未设立绿色金融改革创新试验区的企业而言,位于绿色金融改革创新试验区的企业在政策实施后,绿色创新水平平均提升 3.2%,验证假设 H1。其他控制变量的回归结果表明,企业规模越大、资产负债率越高,企业绿色创新水平越好,而成立年限越长的企业绿色创新水平越低。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	LnGP	LnGP	LnGP
$Treat \times Post$	0.162***	0.030**	0.032**
	(12.19)	(2.00)	(2.14)
$Treat$	-0.083***	-0.015	-0.002
	(-7.72)	(-1.34)	(-0.21)
Size			0.149***
			(32.78)
Lev			0.002***
			(6.81)
Firmage			-0.148***
			(-10.76)
Dual			0.009
			(1.02)
Profit			0.052***
			(4.76)
Top1			-0.001
			(-1.39)
Opinion			0.070***
			(3.78)
Mshare			0.001***
			(4.43)
REC			0.004***
			(8.21)
INV			-0.002***
			(-7.53)
Fixed			-0.002***
			(-6.19)

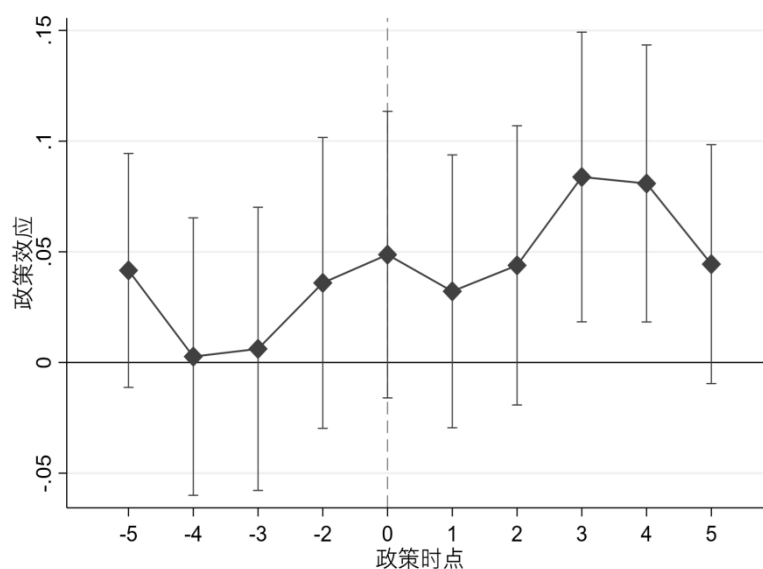
Balance			-0.028*** (-3.50)
Constant	0.358*** (75.62)	0.363*** (79.23)	-2.639*** (-25.00)
Year	NO	YES	YES
Industry	NO	YES	YES
Observations	39,849	39,849	39,849
R-squared	0.004	0.091	0.150

5.4 平行趋势检验

使用双重差分进行有效估计的前提是满足平行趋势假设,即在设立绿色金融改革创新试验区之前,处理组和对照组的企业绿色创新水平没有显著差别。参照 Beck et al. (2010)^[54]的做法,构建动态模型(4)进行平行趋势检验,并以设立绿色金融改革创新试验区政策的前一年为基准期。

$$\begin{aligned}
 LnGPI_{i,t} = & \xi_0 + \xi_1 \sum_{t=-5}^{t=5} Di_{i,t} + \xi_2 Treat_i + \xi_3 Size_{i,t} + \xi_4 Lev_{i,t} + \xi_5 Firmage_{i,t} \\
 & + \xi_6 Dual_{i,t} + \xi_7 Profit_{i,t} + \xi_8 Top1_{i,t} + \xi_9 Opinion_{i,t} + \xi_{10} Mshare_{i,t} \\
 & + \xi_{11} RECi_{i,t} + \xi_{12} INV_{i,t} + \xi_{13} Fixed_{i,t} + \xi_{14} Balance_{i,t} + \mu_t + \eta_j + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

图2平行趋势检验结果显示,在设立绿色金融改革创新试验区前, ξ_i 的回归系数均不具有统计意义上的显著性,说明在设立绿色金融改革创新试验区之前,处理组和对照组的 ξ_i 回归系数之间不存在明显差异,平行趋势假设成立。



注:垂直线表示90%置信区间

图2 平行趋势检验

5.5 稳健性检验

5.5.1 PSM-DID 法

绿色金融改革创新试验区的设立可能并非完全随机，例如政府可能倾向于选择绿色基础较好、经济实力强等地区作为试验区，导致对照组和处理组在政策实施前存在系统性差异。因此，采用 PSM-DID 法以排除选择性偏差，选择企业规模、资产负债率、企业成立年限、两职合一、是否盈利、第一大股东持股比例、审计意见、股权制衡度为协变量进行 1:2 近邻匹配。如图 3 所示，处理组样本和控制组样本的偏差在匹配后明显缩小。表 7 列（1）结果显示，绿色金融改革创新试验区设立（ $Treat \times Post$ ）的回归系数为 0.040，在 5% 水平上显著，说明研究不存在选择偏差问题。

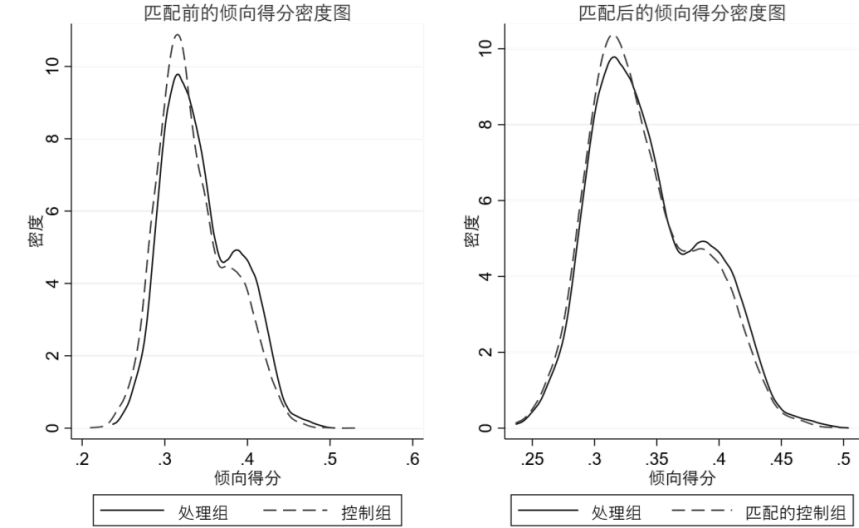


图 3 倾向得分匹配前后密度对比

5.5.2 安慰剂检验

为进一步排除其他潜在不可观测混杂因素对研究结果的干扰，本文采用安慰剂检验方法。参考 Luan et al. (2025) [55] 的做法，随机化处理组样本的政策实施时间，并模拟不存在真实政策干预的情况，以评估研究结果是否由混杂因素驱动。具体做法为从样本中无放回地随机抽取个体作为“伪处理个体”，并随机选择一个统一的“伪处理时间”进行 DID 估计，通过重复这个过程 500 次，得到安慰剂效应分布。从图 4 可以直观看出实际估计的处理效果（由图中垂直实线表示）位于安慰剂效应分布的极端尾部，这表明处理效果不太可能偶然发生。说明基准回归结果未受不可观测混杂因素影响，结论稳健。

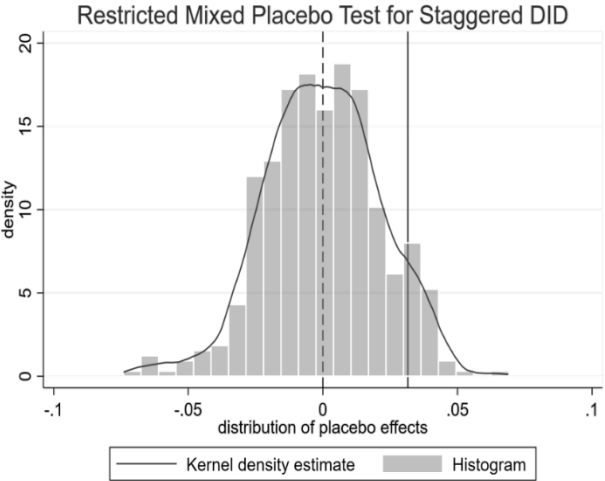


图 4 安慰剂检验图

5.5.3 工具变量法

为解决遗漏变量和测量误差问题，采用工具变量法进行 2sls 回归。工具变量选用各省金融机构营业网点个数总计（FTI）。一方面政府在选择绿色金融改革创新试点地区时会考虑地区的金融机构个数，另一方面企业绿色创新属于企业微观行为，并不受地区金融机构个数影响。因此，从理论角度工具变量选择满足相关性和外生性要求。表 7 列（2）为 2sls 第一阶段回归结果，各省金融机构营业网点个数总计（FTI）的回归系数为 0.004，在 1%水平上显著，说明工具变量与绿色金融改革创新试验区设立（Treat×Post）显著相关，且通过不可识别检验和弱工具变量检验。列（3）2sls 第二阶段回归结果显示，绿色金融改革创新试验区设立（Treat×Post）的回归系数为 2.172，在 1%水平上显著，说明绿色金融改革创新试验区设立能促进企业绿色创新。研究结果稳健。

5.5.4 虚构政策实施时间

为排除基准回归结果可能存在的两类虚假效应：一是时间趋势干扰，处理组和对照组在设立绿色金融改革创新试验区政策实施之前已存在系统性差异，如处理组固有特征或历史因素导致企业绿色创新水平自然增加；二是设立绿色金融改革创新试验区政策实施时间可能非随机，如经济发达地区更早被选为试点，采用假设政策实施时间在 2010-2016 年之间随机分配的方法。表 7 列（4）结果显示，在虚构政策实施时间后，绿色金融改革创新试验区设立（Treat×Post）的回归系数为-0.036 不显著，说明基准回归结果仅在真实设立绿色金融改革创新试验区的时段出现，而非由政策前不可观测因素或数据固有因素所致。

5.5.5 异质性处理效应

当利用双向固定效应（TWFE）方法估计多期 DID 模型时，处理组内部存在的处理时点异质性可能会对估计结果产生影响，导致出现负权重以及估计偏误。因此本文在估计样本中计算了负权重，由表 5 可知负权重占比很小。此外，还采用 Sun & Abraham（2021）^[56]和 Callaway & Sant'Anna（2021）^[57]两种方法对基准回归模型进行重新估计，结果如表 6 所示，绿色金融改革创新试验区设立（Treat×Post）的回归系数仍显著为正，与表 4 中的基准回归结果一致。

表 5 负权重检验结果

Treat. var: Treat×Post	# ATTs	Σ weights
Positive weights	6971	1.0105
Negative weights	1460	-0.0105
Total	8431	1.0000

表 6 异质性处理效应结果²

变量	(1)	(2)	(3)
	TWFE	eventstudyinteract	csdid
	LnGP	LnGP	LnGP
Treat×Post	0.039*** (3.42)	0.037** (2.13)	0.064*** (2.96)
Controls	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

注：表 6 列（2）和列（3）括号内为 Z 值。

5.5.6 其他稳健性检验

其他稳健性检验包括：（1）剔除直辖市样本，包括北京市、天津市和上海市；（2）采用省级层面聚类稳健标准误；（3）替换被解释变量衡量方式，采用企业当年独立申请的绿色专利数量与全部专利申请数量之比衡量企业绿色创新；（4）更换被解释变量衡量方法，对企业当年独立申请的绿色专利数量数据进行反双曲正弦函数变换；（5）剔除设立绿色金融改革创新试验区之后上市的样本，即剔除上市年份在 2017 年及以后年份的样本。对模型（1）重新进行回归，表 7 列（5）-列（9）结果显示，绿色金融改革创新试验区设立（ $Treat \times Post$ ）的回归系数至少在 10% 水平上显著为正。因此经上述检验后，研究结果仍与前文保持一致。

表 7 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	PSM-DID 法	工具变量法		虚构政策实施时 间
	LnGP	Treat×Post	LnGP	LnGP
Treat×Post	0.040** (2.41)		2.172*** (8.46)	-0.036 (-1.44)
FTI		0.004*** (13.52)		
Treat	-0.003 (-0.25)	0.607*** (169.65)	-1.342*** (-8.31)	0.051** (2.14)
Size	0.143*** (26.02)	-0.004*** (-3.23)	0.158*** (29.63)	0.148*** (32.75)
Lev	0.002*** (5.84)	0.001*** (6.75)	0.000 (1.42)	0.002*** (6.90)
Firmage	-0.175*** (-10.33)	-0.005 (-1.19)	-0.140*** (-8.20)	-0.148*** (-10.78)
Dual	0.008 (0.76)	0.000 (0.01)	0.008 (0.73)	0.009 (1.02)
Profit	0.055*** (4.05)	-0.002 (-0.54)	0.052*** (3.90)	0.053*** (4.77)
Top1	-0.002*** (-3.46)	-0.000 (-0.64)	-0.000 (-0.67)	-0.001 (-1.41)
Opinion	0.058*** (2.61)	0.010 (1.38)	0.052** (2.10)	0.070*** (3.81)
Mshare	0.001*** (3.88)	-0.000 (-0.34)	0.001*** (3.02)	0.001*** (4.44)
REC	0.003*** (6.12)	-0.001*** (-3.63)	0.005*** (8.28)	0.004*** (8.18)

INV	-0.002*** (-5.24)	-0.000*** (-3.41)	-0.002*** (-3.72)	-0.002*** (-7.55)
Fixed	-0.002*** (-6.55)	0.000 (0.23)	-0.002*** (-5.52)	-0.002*** (-6.17)
Balance	-0.042*** (-4.03)	-0.003 (-1.22)	-0.023** (-2.29)	-0.029*** (-3.52)
Constant	-2.374*** (-18.69)			-2.635*** (-24.97)
Year	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Observations	29,011		39,464	39,849
R-squared	0.147		-0.391	0.150
Kleibergen-Paap rk LM		178.89 (P=0.0000)		
Kleibergen-Paap Wald rk F		182.77 [16.38]		

注：为确保回归系数可视性，回归时对 FTI 做缩小 1000 倍处理。

续表 7 稳健性检验回归结果

	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	剔除直辖市样本	省级层面聚类	替换被解释变量衡量方式	更换被解释变量衡量方法	剔除在 2017 年及以后年份上市的样本
	LnGP	LnGP	LnGP	LnGP	LnGP
Treat×Post	0.029* (1.85)	0.032* (1.71)	0.028* (1.85)	0.039** (2.06)	0.027* (1.67)
Treat	-0.014 (-1.17)	-0.002 (-0.06)	-0.008 (-0.79)	-0.000 (-0.02)	0.000 (0.01)
Size	0.156*** (31.57)	0.149*** (17.64)	0.033*** (6.76)	0.196*** (32.01)	0.154*** (32.07)
Lev	0.002*** (7.47)	0.002*** (2.76)	0.001* (1.90)	0.002*** (6.65)	0.001*** (4.29)
Firmage	-0.196*** (-13.01)	-0.148*** (-3.14)	-0.035** (-2.34)	-0.188*** (-10.62)	-0.104*** (-6.85)
Dual	0.007 (0.70)	0.009 (0.36)	-0.004 (-0.49)	0.016 (1.49)	0.008 (0.91)
Profit	0.046*** (3.73)	0.052*** (3.48)	0.007 (0.57)	0.064*** (4.56)	0.053*** (4.52)

Top1	-0.001*** (-2.70)	-0.001 (-0.43)	0.000 (0.02)	-0.001 (-1.47)	-0.001* (-1.68)
Opinion	0.075*** (3.79)	0.070* (1.92)	0.017 (0.84)	0.091*** (3.91)	0.046** (2.47)
Mshare	0.001*** (4.48)	0.001** (2.42)	0.000* (1.83)	0.001*** (4.62)	0.001*** (2.79)
REC	0.004*** (7.23)	0.004*** (4.38)	0.000 (0.90)	0.005*** (8.02)	0.004*** (7.47)
INV	-0.003*** (-7.04)	-0.002*** (-4.26)	-0.001*** (-3.08)	-0.003*** (-7.80)	-0.003*** (-7.92)
Fixed	-0.003*** (-9.03)	-0.002* (-1.93)	-0.000 (-0.94)	-0.002*** (-6.39)	-0.001*** (-3.20)
Balance	-0.032*** (-3.50)	-0.028 (-1.54)	-0.015 (-1.63)	-0.033*** (-3.19)	-0.037*** (-4.35)
Constant	-2.616*** (-22.94)	-2.639*** (-9.57)	-0.586*** (-5.17)	-3.498*** (-24.67)	-2.877*** (-25.58)
Year	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	32,576	39,849	6,047	39,849	33,334
R-squared	0.153	0.150	0.057	0.151	0.151

6 进一步分析

6.1 影响路径分析

通过前述理论分析，本文认为绿色金融改革创新试验区设立主要通过缓解企业融资约束、增加分析师关注度和提高企业社会声誉，影响企业绿色创新。本文借鉴江艇（2022）^[58]的做法，构建模型（5）-模型（7）进行影响路径检验：

$$\begin{aligned}
SA_{i,t} = & \delta_0 + \delta_1 Treat_i \times Post_t + \delta_2 Treat_i + \delta_3 Size_{i,t} + \delta_4 Lev_{i,t} + \delta_5 Firmage_{i,t} \\
& + \delta_6 Dual_{i,t} + \delta_7 Profit_{i,t} + \delta_8 Top1_{i,t} + \delta_9 Opinion_{i,t} + \delta_{10} Mshare_{i,t} + \delta_{11} REC_{i,t} \\
& + \delta_{12} INV_{i,t} + \delta_{13} Fixed_{i,t} + \delta_{14} Balance_{i,t} + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
AnaAttention_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Post_t + \gamma_2 Treat_i + \gamma_3 Size_{i,t} + \gamma_4 Lev_{i,t} + \gamma_5 Firmage_{i,t} \\
& + \gamma_6 Dual_{i,t} + \gamma_7 Profit_{i,t} + \gamma_8 Top1_{i,t} + \gamma_9 Opinion_{i,t} + \gamma_{10} Mshare_{i,t} + \gamma_{11} REC_{i,t} \\
& + \gamma_{12} INV_{i,t} + \gamma_{13} Fixed_{i,t} + \gamma_{14} Balance_{i,t} + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
ESG_{i,t} = & \lambda_0 + \lambda_1 Treat_i \times Post_t + \lambda_2 Treat_i + \lambda_3 Size_{i,t} + \lambda_4 Lev_{i,t} + \lambda_5 Firmage_{i,t} \\
& + \lambda_6 Dual_{i,t} + \lambda_7 Profit_{i,t} + \lambda_8 Top1_{i,t} + \lambda_9 Opinion_{i,t} + \lambda_{10} Mshare_{i,t} + \lambda_{11} REC_{i,t} \\
& + \lambda_{12} INV_{i,t} + \lambda_{13} Fixed_{i,t} + \lambda_{14} Balance_{i,t} + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{7}$$

其中， $SA_{i,t}$ 为企业融资约束，采用SA指数的绝对值衡量，数值越大则企业面临的融资约束越严重； $AnaAttention_{i,t}$ 为分析师跟踪人数，数值越大说明企业受到分析师关注的程度越大； $ESG_{i,t}$ 为企业ESG表现，采用华证ESG评级体系中的ESG综合得分进行衡量，考虑到企业社会声誉主要是向社会传递企业积极承担社会责任、环境责任的信号，因此采用企业ESG表现作为企业社会声誉的代理变量。其余变量定义及衡量方式与前文模型相同。

首先，缓解融资约束的路径分析。表8列（1）结果显示，绿色金融改革创新试验区设立（ $Treat \times Post$ ）的回归系数为-0.009，在1%水平上显著，说明设立绿色金融改革创新试验区、实施绿色金融政策能够缓解企业融资约束。而融资约束的降低对企业开展绿色创新有明显的促进作用，无论是进行技术研发，还是提振企业信心，提高资金可得性都是必要的前提条件。已有研究发现缓解融资约束是影响企业绿色创新的重要机制，融资约束的降低能够显著提高企业绿色创新能力（刁海璨和张延群，2025；杨艳萍和王家正，2025；Yu et al., 2021）^{[31][59][60]}。该结果表明，绿色金融改革创新试验区的设立可以通过缓解融资约束促进企业绿色创新。

其次，分析师关注度提升的路径分析。表8列（2）结果显示，绿色金融改革创新试验区设立（ $Treat \times Post$ ）的回归系数为0.518，在1%水平上显著，说明绿色金融改革创新试验区政策的实施向市场传递出绿色市场导向信号，这种信号吸引了更多分析师关注试验区内的企业，增加了企业被分析师关注的程度。分析师作为专业人员，其能深入洞察企业内部的经营情况、发展战略等提高了企业信息透明度，内部管理层为了自身声誉或企业形象，倒逼管理层主动进行绿色创新，另外分析师向市场传递的信息能够帮助企业创新产品获得更多市场认可提升了企业绿色创新的信心。该结果表明，绿色金融改革创新试验区的设立能够吸引更多的分析师，显著增加分析师对企业的关注度，进而促进企业绿色创新。

最后，提高企业社会声誉的路径分析。表8列（3）结果显示，绿色金融改革创新试验区设立（ $Treat \times Post$ ）的回归系数为0.300，在1%水平上显著，说明设立绿色金融改革创新试验区能够促进ESG表现的提升，帮助企业获得更好的社会声誉。另外，ESG表现能够促进企业绿色创新（薛龙和艾世杰，2025；刘刚和段文浩，2025）^{[18][61]}，ESG评级能够显著增加企业的绿色创新产出主要表现为绿色发明专利数量的增长（Wang et al., 2023）^[62]。该结果表明，绿色金融改革创新试验区的设立能够帮助企业提高社会声誉，主要为ESG表现的提高，进而促进企业绿色创新。

表 8 影响路径分析回归结果

变量	(1) SA	(2) AnaAttention	(3) ESG
$Treat \times Post$	-0.009*** (-3.81)	0.518*** (3.08)	0.300*** (3.18)
Treat	0.014*** (7.03)	0.010 (0.08)	-0.147** (-1.96)
Size	-0.025*** (-24.27)	4.237*** (89.47)	1.394*** (61.42)
Lev	0.000** (2.26)	-0.079*** (-30.83)	-0.053*** (-35.67)
Firmage	0.723*** (249.57)	-2.547*** (-16.55)	-0.563*** (-6.93)
Dual	-0.011***	1.128***	-0.016

	(-8.83)	(12.05)	(-0.32)
Profit	0.011***	2.361***	1.049***
	(5.80)	(26.06)	(14.47)
Top1	-0.001***	-0.013***	0.013***
	(-14.16)	(-3.23)	(5.94)
Opinion	0.019***	0.810***	2.955***
	(4.11)	(4.46)	(18.66)
Mshare	-0.000***	0.041***	0.025***
	(-8.89)	(17.26)	(19.26)
REC	0.000***	0.009*	0.009***
	(4.25)	(1.87)	(3.62)
INV	-0.000	-0.000	0.013***
	(-0.01)	(-0.06)	(5.58)
Fixed	-0.000***	-0.019***	0.002
	(-6.58)	(-5.99)	(0.86)
Balance	-0.019***	0.533***	0.040
	(-13.85)	(5.92)	(0.76)
Constant	2.292***	-80.246***	41.173***
	(94.91)	(-72.62)	(75.05)
Year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Observations	39,849	39,849	39,849
R-squared	0.816	0.290	0.191

6.2 调节机制分析

表 9 报告了模型（2）的回归结果，其中列（1）是选用机构投资者稳定性（Invest）衡量企业耐心资本的回归结果，列（2）是选用机构投资者交易活跃度（TOR）衡量企业耐心资本的回归结果。结果显示，绿色金融改革创新试验区设立（Treat×Post）与机构投资者稳定性（Invest）交乘项的回归系数为-0.001，在 1%水平上显著，绿色金融改革创新试验区设立（Treat×Post）与机构投资者交易活跃度（TOR）交乘项的回归系数为 0.004，在 1%水平上显著。说明机构投资者稳定性和机构投资者交易活跃度在绿色金融改革创新试验区设立对企业绿色创新的影响中发挥调节作用，由于前文已经验证绿色金融改革创新试验区设立能够提高企业绿色创新且 Treat×Post 的回归系数显著为正，因此当机构投资者稳定性越强、交易活跃度越差即企业具有更高程度耐心资本时，绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的正向促进作用被削弱，不符合假设 H2。

可能是因为当机构投资者稳定性高、交易活跃度差即企业具有耐心资本，这时企业已经获得了足够的资金支持，表 9 列（3）和列（4）结果表明企业耐心资本以机构投资者稳定性（Invest）衡量，本身显著降低了企业融资约束（回归系数为-0.000，在 1%水平上显著），缺乏耐心资本以机构投资者交易活跃度（TOR）衡量，加剧了企业融资约束（回归系数为 0.001，在 1%水平上显著），这说明受耐心资本支持的企业已形成“内部融资缓冲”。而绿色金融改革创新试验区政策的目标是激励原本绿色投资不足的企业，尽管绿色金融改革创

新试验区设立（ $Treat \times Post$ ）能显著缓解企业融资约束（列（3）和列（4）中 $Treat \times Post$ 的回归系数分别为-0.012 在 1%水平上显著，-0.005 在 10%水平上显著），但其与企业耐心资本交乘项的结果显示，机构投资者稳定性（ $Invest$ ）削弱了试验区政策缓解融资约束的效果（列（3）中 $Treat \times Post \times Invest$ 的回归系数为 0.000，在 1%水平上显著），机构投资者交易活跃度（ TOR ）增强了试验区政策的实施效果（列（4）中 $Treat \times Post \times TOR$ 的回归系数为-0.001，在 1%水平上显著）。这表明受耐心资本支持的企业对外部政策激励的依赖度降低，因此设立绿色金融改革创新试验区政策的影响效果在企业耐心资本高时被削弱，反而在缺乏耐心资本的企业中效果更为明显。此外，还可能是因为绿色金融改革创新试验区政策激励的短期性与耐心资本的长期策略不匹配，通常耐心资本的投资周期相对较长可能长达 10 年之久，而绿色金融改革创新试验区政策往往以 5 年为周期。政策效果对短期交易型投资者更有效，耐心资本更关注非价格信号如长期技术竞争力、碳排放等，因此由于政策激励的短期性与耐心资本的长期策略不匹配，导致政策对这类企业绿色创新的促进作用有限。

表 9 调节机制分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	LnGP	LnGP	SA	SA
$Treat \times Post$	0.041*** (2.68)	0.018 (1.13)	-0.012*** (-5.11)	-0.005* (-1.85)
$Treat$	-0.001 (-0.13)	-0.002 (-0.19)	0.013*** (6.89)	0.013*** (6.93)
$Invest$	0.000*** (4.08)		-0.000*** (-6.27)	
TOR		-0.001 (-1.24)		0.001*** (6.15)
$Treat \times Post \times Invest$	-0.001*** (-2.96)		0.000*** (5.15)	
$Treat \times Post \times TOR$		0.004*** (2.59)		-0.001*** (-6.43)
$Size$	0.149*** (32.75)	0.149*** (32.72)	-0.025*** (-24.45)	-0.025*** (-23.82)
Lev	0.002*** (6.71)	0.002*** (6.78)	0.000** (2.47)	0.000** (2.41)
$Firmage$	-0.152*** (-10.98)	-0.147*** (-10.67)	0.724*** (248.18)	0.723*** (249.81)
$Dual$	0.010 (1.13)	0.009 (1.01)	-0.012*** (-9.10)	-0.012*** (-8.97)
$Profit$	0.053*** (4.83)	0.052*** (4.70)	0.011*** (5.82)	0.011*** (5.76)
$Top1$	-0.001* (-1.78)	-0.001 (-1.33)	-0.001*** (-13.45)	-0.001*** (-14.61)
$Opinion$	0.069***	0.069***	0.019***	0.019***

	(3.72)	(3.75)	(4.11)	(4.13)
Mshare	0.001***	0.001***	-0.000***	-0.000***
	(4.77)	(4.38)	(-9.45)	(-7.82)
REC	0.004***	0.004***	0.000***	0.000***
	(8.33)	(8.20)	(3.97)	(4.24)
INV	-0.002***	-0.002***	-0.000	0.000
	(-7.49)	(-7.52)	(-0.01)	(0.04)
Fixed	-0.002***	-0.002***	-0.000***	-0.000***
	(-6.14)	(-6.23)	(-6.64)	(-6.40)
Balance	-0.029***	-0.028***	-0.018***	-0.020***
	(-3.61)	(-3.41)	(-13.65)	(-14.42)
Constant	-2.634***	-2.643***	2.295***	2.285***
	(-24.96)	(-24.93)	(95.04)	(93.93)
Year	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Observations	39,812	39,842	39,812	39,842
R-squared	0.151	0.150	0.817	0.817

6.3 异质性分析

6.3.1 基于地区特征的异质性分析

由于我国现阶段各地区间产业发展、资源禀赋等方面存在差异，本文根据企业注册地将研究样本划分为东部地区和中西部地区³，探究设立绿色金融改革创新试验区对企业绿色创新影响的区域差异。表 10 列（1）和列（2）结果显示，东部地区组绿色金融改革创新试验区设立（**Treat×Post**）的回归系数为 0.036，在 5%水平上显著，而中西部地区组绿色金融改革创新试验区设立（**Treat×Post**）的回归系数为-0.047 不显著，说明绿色金融改革创新试验区设立对企业绿色创新的促进作用仅在东部地区突显。一方面，东部地区得益于金融机构高度聚集的区位优势，绿色金融试验区政策实施后能够快速形成规模效应，推动绿色债券、绿色信贷等金融产品快速发展；另一方面，完善的产业链协同体系为创新成果转化提供了有力支撑，东部地区具有发达的产业集群利于绿色技术在上下游企业间的快速扩散，且完善的配套产业与绿色金融政策扶持相结合有助于降低绿色产品研发成本和转化成本，更利于该地区企业进行绿色创新。相反，中西部地区经济发展高度依赖第二产业，企业研发基础薄弱，难以有效利用绿色金融进行技术突破。

我国地区间金融发展水平存在差异，可能干扰绿色金融改革创新试验区政策的实施效果。本文采用金融机构贷款余额占 GDP 的比重衡量地区金融发展水平，并按照年度平均值将研究样本划分为地区金融发展水平高组和地区金融发展水平低组。表 10 列（3）和列（4）结果显示，地区金融发展水平高组绿色金融改革创新试验区设立（**Treat×Post**）的回归系数为 0.056，在 5%水平上显著，在地区金融发展水平低组绿色金融改革创新试验区设立（**Treat×Post**）的回归系数为 0.025 虽为正但不显著，说明绿色金融改革创新试验区的设立对金融发展水平较高地区企业的绿色创新具有显著促进作用。在金融发展水平较高的地区，完善的金融体系能够提升金融机构对绿色金融改革创新试验区政策的认知水平和执行效率，使得金融机构严格贯彻将企业环境绩效纳入信贷评估体系的政策，有效地引导了金融资源向

绿色创新领域配置，因此该地区企业能够更便利地获取绿色创新所需的关键资源，提升了其开展绿色创新活动的能力和意愿。

表 10 地区特征异质性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	LnGP	LnGP	LnGP	LnGP
	东部	中西部	金融发展水平高	金融发展水平低
Treat×Post	0.036** (2.02)	-0.047 (-1.62)	0.056** (2.55)	0.025 (1.18)
Treat	0.006 (0.47)	-0.019 (-0.95)	-0.006 (-0.35)	0.010 (0.68)
Size	0.149*** (26.28)	0.146*** (19.86)	0.139*** (19.23)	0.159*** (27.59)
Lev	0.001*** (3.86)	0.003*** (6.86)	0.000 (0.80)	0.002*** (7.55)
Firmage	-0.113*** (-6.96)	-0.252*** (-9.53)	-0.114*** (-5.05)	-0.181*** (-10.46)
Dual	0.021** (2.12)	-0.036** (-2.29)	-0.004 (-0.31)	0.017 (1.56)
Profit	0.059*** (4.37)	0.037* (1.95)	0.038** (2.31)	0.059*** (4.04)
Top1	-0.001* (-1.69)	0.000 (0.01)	0.000 (0.46)	-0.001* (-1.72)
Opinion	0.042* (1.73)	0.152*** (5.80)	0.060** (2.16)	0.075*** (3.09)
Mshare	0.001*** (3.25)	0.001** (2.35)	0.000 (1.22)	0.001*** (4.49)
REC	0.004*** (6.92)	0.004*** (4.45)	0.004*** (5.13)	0.004*** (6.20)
INV	-0.003*** (-6.71)	-0.002*** (-3.25)	-0.002*** (-3.39)	-0.003*** (-6.48)
Fixed	-0.001* (-1.78)	-0.004*** (-7.55)	-0.000 (-0.13)	-0.003*** (-8.47)
Balance	-0.026*** (-2.60)	-0.039*** (-2.77)	-0.042*** (-3.38)	-0.019* (-1.74)
Constant	-2.712*** (-20.57)	-2.370*** (-13.64)	-2.544*** (-14.68)	-2.751*** (-20.79)
Chow Test	10.22 (P=0.0000)		43.83 (P=0.0000)	
Year	YES	YES	YES	YES

Industry	YES	YES	YES	YES
Observations	28,300	11,549	15,920	23,927
R-squared	0.154	0.156	0.152	0.157

6.3.2 基于企业特征的异质性分析

市场竞争程度引发的企业经营理念、发展战略的改变可能导致绿色金融改革创新试验区政策的实施效果存在差异。本文参考 Peress（2010）^[63]的做法，以勒纳指数来衡量企业维度的市场竞争程度，具体为营业收入与营业成本、销售费用和管理费用的差值占营业收入的比例。为消除行业因素的干扰，采用企业勒纳指数与行业平均勒纳指数的差值作为衡量依据，若该差值大于年度中位数则企业比行业更垄断，市场竞争程度更低，反之企业比行业更竞争，市场竞争程度更高。表 11 列（1）和列（2）结果显示，在市场竞争程度低组绿色金融改革创新试验区设立（*Treat×Post*）的回归系数为 0.064，在 1%水平上显著，在市场竞争程度高组绿色金融改革创新试验区设立（*Treat×Post*）的回归系数为-0.007 不显著，说明对于市场竞争程度低的企业而言，设立绿色金融改革创新试验区更能促进其绿色创新。事实上，企业节能减排、技术创新、绿色转型等行为的周期性较长且兼具外部性，短期内很难实现高收益。相较于高市场竞争企业，低市场竞争企业面临的行业竞争压力小，可以长期占据市场优势地位，其更可能为响应政策号召投入更多资源，通过绿色创新谋取长效的市场竞争优势。相反，高市场竞争程度企业面临的外部竞争压力大，为维持经营、开拓市场，会倾向将资源投入市场营销等短期收益大的项目，导致企业进行环境治理、绿色创新的积极性和资源不足，削弱了绿色金融改革创新试验区政策的实施效果。

国有企业和非国有企业在经营目标、融资渠道、政府干预程度等方面存在明显差异，设立绿色金融改革创新试验区可能对这两类企业产生不同的影响效果。按照企业产权性质，将研究样本划分为国有企业组和非国有企业组。表 11 列（3）和列（4）结果显示，在非国有企业组绿色金融改革创新试验区设立（*Treat×Post*）的回归系数为 0.054，在 1%水平上显著，在国有企业组绿色金融改革创新试验区设立（*Treat×Post*）的回归系数为-0.019 不显著，说明绿色金融改革创新试验区的设立更能促进非国有企业绿色创新。非国有企业具有自负盈亏的特点，传统金融服务因风险规避不愿意为这类企业发放贷款，使其面临更为严重的融资约束，而绿色金融试验区政策通过绿色债券、绿色信贷等定向缓解了融资约束，对非国有企业的边际效用更大。国有企业和非国有企业对政策的响应速度存在不同，非国有企业因决策链更短、市场敏感度更高，所以能够快速调整战略以获取绿色金融支持，而国有企业可能受体制僵化或多重目标的制约，政策响应滞后。另外，两类企业存在道德风险差异，国有企业若贴上“绿色”标签，可能将获得资金挪作他用如维持产能、提供就业岗位等，而非国有企业需通过真实的绿色创新才能持续获得支持。

表 11 企业特征异质性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	LnGP	LnGP	LnGP	LnGP
	低市场竞争程度	高市场竞争程度	国有企业	非国有企业
<i>Treat×Post</i>	0.064*** (3.13)	-0.007 (-0.34)	-0.019 (-0.69)	0.054*** (3.05)
<i>Treat</i>	-0.025* (-1.73)	0.038** (2.36)	0.009 (0.49)	-0.005 (-0.35)

Size	0.132*** (19.54)	0.160*** (25.99)	0.155*** (21.22)	0.142*** (24.53)
Lev	0.003*** (7.83)	0.001* (1.81)	0.001* (1.83)	0.002*** (6.73)
Firmage	-0.149*** (-7.69)	-0.140*** (-7.14)	-0.064** (-2.40)	-0.215*** (-13.50)
Dual	0.017 (1.41)	-0.001 (-0.10)	0.067*** (2.95)	0.015 (1.64)
Profit	0.044 (1.39)	0.037*** (3.00)	0.065*** (3.30)	0.047*** (3.60)
Top1	-0.001** (-2.02)	0.000 (0.08)	-0.001 (-1.45)	-0.001* (-1.78)
Opinion	0.019 (0.37)	0.076*** (4.00)	0.115*** (3.11)	0.057*** (2.61)
Mshare	0.001** (2.09)	0.001*** (3.29)	0.004** (2.15)	0.001*** (5.49)
REC	0.008*** (11.60)	-0.000 (-0.13)	0.000 (0.37)	0.005*** (8.95)
INV	-0.002*** (-4.06)	-0.003*** (-6.88)	-0.004*** (-8.16)	-0.002*** (-3.65)
Fixed	-0.003*** (-8.02)	-0.001** (-2.08)	-0.001*** (-3.02)	-0.003*** (-7.59)
Balance	-0.040*** (-3.32)	-0.018 (-1.58)	-0.053*** (-3.21)	-0.018* (-1.86)
Constant	-2.250*** (-13.62)	-2.872*** (-20.27)	-3.028*** (-17.21)	-2.279*** (-16.98)
Chow Test	4.60 (P=0.0101)		22.73 (P=0.0000)	
Year	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Observations	19,918	19,926	13,865	25,981
R-squared	0.158	0.156	0.186	0.151

6.4 经济后果分析

绿色金融改革创新试验区的设立，旨在通过政策引导将金融资源更多配置至绿色产业，优化资源配置效率，并推动企业实现绿色转型。从理论角度来看，一方面企业开展绿色创新活动所形成的绿色专利，不仅构成企业的一项无形资产，还为企业带来了稀缺资源和难以模仿的竞争优势。绿色创新通过提高资源利用效率，降低了企业的长期生产成本，并且绿色专利形成的技术壁垒有助于增强企业在环保法趋于严格环境下的市场地位，这些优势将转化为企业更高的盈利能力和稳定的现金流，推动企业价值提升。另一方面，企业绿色创新活动向

市场传递了积极信号，彰显出长期坚持绿色经营的愿景，可视为一种企业对可持续发展的承诺，有效降低了投资者、消费者等利益相关者的担忧，使得利益相关者更愿意投资企业、更愿意购买企业产品，进而提高了企业的营业收入和经营利润。因此，本文认为绿色金融改革创新试验区设立对企业绿色创新的正向影响，会进一步提高企业价值。借鉴王波和杨茂佳（2022）^[64]的做法，从账面价值和市场价值两方面衡量企业价值，构建模型（8）：

$$\begin{aligned} ROA_{i,t} / ROE_{i,t} / TobinQ_{i,t} = & \theta_0 + \theta_1 Treat_i \times Post_t + \theta_2 Treat_i + \theta_3 LnGP_{i,t} \\ & + \theta_4 Treat_i \times Post_t \times LnGP_{i,t} + \theta_5 Size_{i,t} + \theta_6 Lev_{i,t} + \theta_7 Firmage_{i,t} + \theta_8 Dual_{i,t} \\ & + \theta_9 Profit_{i,t} + \theta_{10} Top1_{i,t} + \theta_{11} Opinion_{i,t} + \theta_{12} Mshare_{i,t} + \theta_{13} REC_{i,t} \\ & + \theta_{14} INV_{i,t} + \theta_{15} Fixed_{i,t} + \theta_{16} Balance_{i,t} + \mu_t + \eta_j + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

其中，采用总资产净利润率（ROA）和净资产收益率（ROE）衡量企业账面价值，ROA 为净利润与总资产平均余额之比，ROE 为净利润与股东权益平均余额之比，数值越大则企业账面价值越高。采用托宾 Q 值（TobinQ）衡量企业市场价值，等于市值与总资产之比，数值越大则企业市场价值越高。其余变量定义及衡量方式与前文模型相同。此部分主要关注变量 $Treat \times Post \times LnGP$ 的回归系数大小和符号方向，若 $\theta_4 > 0$ 则说明绿色金融改革创新试验区设立对企业绿色创新的正向影响，能够进一步提高企业价值。

表 12 列（1）-列（3）结果显示，无论是企业账面价值还是企业市场价值， $Treat \times Post \times LnGP$ 的回归系数均在 1%水平上显著为正，说明设立绿色金融改革创新试验区，企业进行绿色创新活动能够提高其自身价值，产生提高企业价值的经济效果。

6.5 空间溢出效应分析

为探究设立绿色金融改革创新试验区对邻近地区企业绿色创新的影响，本文引入邻近地区试验区政策变量（ $neighbor_Treat \times Post$ ）构建空间溢出效应模型。若企业所在省份与设立绿色金融改革创新试验区省份接壤则将其视为受政策影响的邻近地区⁴，且排除绿色金融改革创新试验区省份自身。表 12 列（4）结果显示，邻近地区试验区政策变量（ $neighbor_Treat \times Post$ ）的回归系数为-0.047，在 1%水平上显著，说明设立绿色金融改革创新试验区对邻近地区企业绿色创新产生了显著抑制作用，即存在负向空间溢出效应。

可能因为绿色金融改革创新试验区提供了更优惠的绿色信贷、绿色债券等金融支持，并建立了风险分担机制，导致资本从邻近地区流向政策洼地，产生“资本虹吸”效应，前文影响路径分析已验证绿色金融改革创新试验区设立的影响效应通过缓解企业融资约束发挥作用，因此对于邻近地区的企业而言，资金反而变得更难获取加剧了企业融资约束，从而抑制了需要长期大量资金投入的企业绿色创新。还可能是因为试验区内的企业因获得资金和政策支持，在市场中变得更具竞争力，这些企业会争夺市场份额、人才和技术资源，挤压了邻近地区企业的生存空间。前文异质性分析结果表明，低市场竞争程度企业更能从设立绿色金融改革创新试验区中获益，邻近地区企业因面临较强的市场竞争压力，被迫将企业资源从绿色创新转向维持短期生存的市场营销或生产活动。

表 12 经济后果分析和空间溢出效应分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	经济后果分析			空间溢出效应分析
	ROA	ROE	TobinQ	LnGP
$Treat \times Post$	-0.129 (-1.30)	-0.264 (-1.30)	-0.079*** (-2.88)	
$neighbor_Treat \times Post$				-0.047***

				(-3.32)
Treat	0.182*** (2.65)	0.451*** (3.27)	-0.013 (-0.58)	
neighbor_Treat				0.022** (2.09)
LnGP	0.067** (2.00)	0.261*** (3.76)	0.015* (1.80)	
Treat×Post×LnGP	0.278*** (4.31)	0.495*** (3.62)	0.100*** (5.88)	
Size	0.685*** (27.75)	1.619*** (27.69)	-0.391*** (-44.00)	0.148*** (32.65)
Lev	-0.082*** (-49.96)	-0.107*** (-24.04)	-0.003*** (-6.76)	0.002*** (6.94)
Firmage	0.264*** (3.19)	0.774*** (4.62)	0.114*** (4.97)	-0.148*** (-10.77)
Dual	0.022 (0.40)	0.295*** (2.73)	0.053*** (3.56)	0.010 (1.15)
Profit	11.064*** (111.46)	24.599*** (105.42)	0.051** (2.55)	0.053*** (4.82)
Top1	0.039*** (17.79)	0.062*** (13.79)	-0.004*** (-6.00)	-0.000 (-1.32)
Opinion	2.521*** (11.49)	8.509*** (13.62)	-0.286*** (-5.43)	0.070*** (3.76)
Mshare	0.019*** (13.95)	0.021*** (7.97)	-0.014*** (-35.61)	0.001*** (4.62)
REC	-0.006** (-2.04)	0.015** (2.36)	-0.007*** (-8.62)	0.004*** (8.18)
INV	-0.006*** (-2.78)	0.035*** (6.28)	-0.001 (-1.42)	-0.002*** (-7.60)
Fixed	-0.023*** (-12.65)	-0.026*** (-6.61)	-0.008*** (-15.21)	-0.002*** (-6.23)
Balance	0.388*** (6.97)	0.604*** (5.29)	-0.015 (-0.97)	-0.028*** (-3.42)
Constant	-22.164*** (-35.72)	-61.001*** (-40.50)	11.179*** (54.15)	-2.619*** (-24.82)
Year	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Observations	39,849	39,849	39,621	39,849
R-squared	0.534	0.534	0.261	0.150

7 结论及建议

7.1 研究结论

本文利用国家级绿色金融改革创新试验区的设立作为外生冲击,选取 2010-2023 年中国 A 股上市公司为研究样本,使用多期双重差分法,深入探究了绿色金融改革创新试验区政策的实施对企业绿色创新的影响效应和机理,并在此基础上进一步分析了企业耐心资本的调节作用。研究结果表明:绿色金融改革创新试验区设立能够促进企业绿色创新,特别是当位于东部地区和金融发展水平高的地区,以及企业市场竞争程度低和非国有企业的情况下,绿色金融改革创新试验区设立的正向影响效应更明显;绿色金融改革创新试验区设立能够促进企业绿色创新的影响机制在于缓解企业融资约束、吸引更多分析师关注和提升企业社会声誉;企业耐心资本发挥负向调节作用,削弱了绿色金融改革创新试验区设立对企业绿色创新的正向影响效果。同时,绿色金融改革创新试验区设立促进企业绿色创新,会进一步提高企业的账面价值和市场价值。此外,设立绿色金融改革创新试验区不仅产生了局部“增长极”,还对邻近地区企业绿色创新产生负向空间溢出效应,加剧地区间发展不平衡。

7.2 政策建议

第一,完善绿色金融工具设计,强化长期资金支持。政府可以针对企业绿色创新周期长的特点推出“绿色长期债券”,联合金融机构发行 10 年期以上的绿色债券,专项支持企业绿色项目,以缓解企业融资约束、降低其短期还款压力。还可由政府牵头联合多部门设立“耐心资本引导基金”,吸引社保基金、保险基金等长期资本参与其中,通过股权投资或可转债形式为企业绿色创新提供稳定的资金支持,并明确可退出期限。

第二,优化政策与耐心资本的协同性。将绿色金融改革创新试验区政策的评估周期延长,与耐心资本的投资周期匹配,避免政策频繁变动导致的短期行为。另外,政府可引入“政策稳定性承诺”,与机构投资者签订协议,承诺试验区绿色金融政策的长期持续性,增强机构投资者投资信心以为企业提供长期稳定的资源支持。

第三,细化企业分类支持政策,精准匹配需求。针对非国有企业融资难的问题,可在绿色金融试验区内设立“绿色金融快速审批通道”,简化绿色信贷办理流程,并将企业环境绩效作为主要的评估指标。对于国有企业,可将绿色创新投入和产出纳入高管绩效考核体系,避免政策套利或挪用资金行为。

第四,调整公司治理结构,强化绿色创新战略。企业内部设立“绿色创新委员会”,由高管牵头,统筹研发、生产、财务等部门,制定长期发展技术路线图,确保内部资源合理配置。还应将绿色绩效真实纳入高管考核体系,将绿色专利数量、碳减排等指标与管理层薪酬挂钩,激励企业决策层重视可持续发展。

第五,建立地区协同机制,防范虹吸效应。政府应统筹规划,鼓励绿色金融改革创新试验区与邻近省份建立合作园区或产业联盟,允许绿色金融政策红利跨区域共享。例如,试验区内的绿色金融产品和服务可适度覆盖邻近省份产业链上的关键配套企业,同时将成功的绿色金融模式快速向邻近省份推广,变“虹吸效应”为“扩散效应”,以实现区域协同绿色发展的战略目标。

参考文献

- [1] 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 (04): 60-73.
- [2] 张军扩,侯永志,刘培林,等. 高质量发展的目标要求和战略路径 [J]. 管理世界, 2019, 35 (07): 1-7.
- [3] 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 (05): 52-66+9.

[4] 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 (09): 192-208.

[5] Magat W A. Pollution Control and Technological Advance: A Dynamic Model of the Firm[J]. Journal of Environmental Economics and management, 1978, 5(1): 1-25.

[6] Hart S L, Dowell G. Invited Editorial: A Natural-Resource-Based View of the Firm: Fifteen Years After[J]. Journal of Management, 2011, 37(5): 1464-1479.

[7] 李凯杰,董丹丹,韩亚峰. 绿色创新的环境绩效研究——基于空间溢出和回弹效应的检验 [J]. 中国软科学, 2020, (07): 112-121.

[8] 武力超,陈韦亨,林澜,等. 创新及绿色技术创新对企业全要素生产率的影响研究 [J]. 数理统计与管理, 2021, 40 (02): 319-333.

[9] 黄晓杏,胡振鹏,傅春,等. 绿色创新战略对企业绩效的影响机理——基于绿色动态能力的中介效应 [J]. 科技进步与对策, 2015, 32 (17): 104-109.

[10] 陈泽文,曹洪军. 绿色创新战略如何提升企业绩效——绿色形象和核心能力的中介作用 [J]. 华东经济管理, 2019, 33 (02): 34-43.

[11] 马骏,朱斌,何轩. 家族企业何以成为更积极的绿色创新推动者?——基于社会情感财富和制度合法性的解释 [J]. 管理科学学报, 2020, 23 (09): 31-60.

[12] Zhang W, Zhao Y, Meng F. ESG Performance and Green Innovation of Chinese Enterprises: Based on the Perspective of Financing Constraints[J]. Journal of Environmental Management, 2024, 370: 122955.

[13] 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.

[14] 陶锋,赵锦瑜,周浩. 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 [J]. 中国工业经济, 2021, (02): 136-154.

[15] 王馨,王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. 管理世界, 2021, 37 (06): 173-188+11.

[16] 齐绍洲,林岫,崔静波. 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 [J]. 经济研究, 2018, 53 (12): 129-143.

[17] 田丹,丁宝,刘芙蓉. “耐心资本”赋能新创企业韧性: 企业风险投资和独立风险投资的差异化作用 [J]. 中国工业经济, 2025, (07): 156-173.

[18] 薛龙,艾世杰. 耐心资本对企业绿色技术创新的影响——ESG 表现的中介效应 [J]. 科技进步与对策, 2025, 42 (17): 79-90.

[19] 孟维福,吴琦. 耐心资本赋能企业绿色转型: 理论分析与经验证据 [J]. 江汉论坛, 2025, (05): 13-25.

[20] 吕承超,姜延杰,何加豪. 绿色金融政策的碳减排效应——来自绿色金融改革创新试验区的实践 [J]. 中国管理科学, 2025, 33 (03): 360-368.

[21] 马莹莹,姚文艳,姜玲,等. 绿色金融改革创新试验区政策对城市减污降碳的影响及作用机制 [J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34 (06): 45-55.

[22] Chen X, Mao Y, Cheng J, et al. Green Financial Policy, Technological Advancement Reversal,

Assessment of Emission Reduction Effects[J]. Energy Economics, 2024, 136: 107678.

[23] 刘婷婷,周兵. 政策传递视角下绿色金融对长江经济带制造业减排的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2025, 35 (01): 99-110.

[24] Zhang X, Fan D. Research on the Synergistic Emission Reduction Effect of Carbon Emission Trading and Green Financial Policy[J]. Journal of Environmental Management, 2024, 367: 121924.

[25] 孙传旺,何一若. 低碳转型中差异化绿色金融政策的驱动机制与协同影响——基于引入多元绿色金融工具的 DSGE 模型 [J]. 金融研究, 2025, (05): 114-132.

[26] 杜兴强,谢裕慧,曾泉. 绿色金融政策抑制了企业的环境违规吗?——基于绿色金融改革创新试验区的一项准自然实验 [J]. 金融研究, 2024, (05): 132-149.

[27] 时省,张亚. 绿色金融政策对绿色技术创新的影响及机制研究——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验 [J]. 管理评论, 2024, 36 (01): 107-118.

[28] Liu S, Wang Y. Green Innovation Effect of Pilot Zones for Green Finance Reform: Evidence of Quasi Natural Experiment[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2023, 186: 122079.

[29] Fu T, Li Z, Qiu Z, et al. The Policy Gap Between Finance and Economy: Evidence From China's Green Finance Policy[J]. Energy Economics, 2024, 134: 107550.

[30] 蒋雨思,朱睿雯,吴晓隽. 新质生产力与企业绿色创新——高管团队多样性的视角 [J/OL]. 软科学, 1-14[2025-08-27].

[31] 刁海璨,张延群. 碳排放交易、基础研究与实质性绿色创新 [J]. 经济管理, 2025, 47 (07): 107-124.

[32] 李元亨,管潇潇,于艺楠,等. 研发费用加计扣除政策与高耗能企业绿色创新 [J]. 软科学, 2025, 39 (03): 108-113+127.

[33] 戴魁早,王思曼,黄姿. 绿色工厂建设促进了企业绿色创新吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (11): 177-199.

[34] 刘光富,严韵,刘嫣然. 数字化转型与绿色创新——知识产权保护的调节作用 [J]. 软科学, 2025, 39 (07): 1-7+14.

[35] 郝颖,赵敏,王伟楠,等. 女性高管认知烙印对企业绿色创新的影响研究 [J]. 科研管理, 2025, 46 (08): 190-198.

[36] 徐宁,白英杰,李昱潼. 高管声誉驱动绿色创新的双路径机制: 时间导向与信号传递的视角 [J]. 科学学与科学技术管理, 2024, 45 (08): 162-181.

[37] 黄微平,陈星. 高管技术烙印对高科技企业绿色创新能力的影响——基于数字赋能视域 [J]. 软科学, 2024, 38 (05): 7-12.

[38] Chen Z, Hao X, Chen F. Green Innovation and Enterprise Reputation Value[J]. Business Strategy and the Environment, 2023, 32(4): 1698-1718.

[39] Hao X, Chen F, Chen Z. Does Green Innovation Increase Enterprise Value?[J]. Business strategy and the environment, 2022, 31(3): 1232-1247.

[40] Zhao C, Wang Z, Tang Y, et al. ESG performance, Green Technology Innovation, and Corporate Value: Evidence from Industrial Listed Companies[J]. Alexandria Engineering Journal, 2025, 123: 369-380.

- [41] Zhou J, Lei X, Yu J. ESG Rating Divergence and Corporate Green Innovation[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2024, 33(4): 2911-2930.
- [42] 林毅夫,王燕. 新结构经济学:将“耐心资本”作为一种比较优势 [J]. *开发性金融研究*, 2017, 11 (01): 3-15.
- [43] 随洪光,余李,段鹏飞. 外商直接投资、汇率甄别与经济增长质量——基于中国省级样本的经验分析 [J]. *经济科学*, 2017, (02): 59-73.
- [44] 李三希,刘希,孙海琳. 以耐心资本推动新质生产力发展: 特征意义、现状问题与培育路径 [J]. *财经问题研究*, 2024, (10): 14-28.
- [45] 洪银兴,姜集闯. 培育和壮大耐心资本推动新质生产力发展 [J]. *经济学家*, 2024, (12): 5-14.
- [46] 温磊,李思飞. 耐心资本对企业新质生产力的影响 [J]. *中国流通经济*, 2024, 38 (10): 86-97.
- [47] 姜中裕,吴福象. 耐心资本、数字经济与创新效率——基于制造业 A 股上市公司的经验证据 [J]. *河海大学学报(哲学社会科学版)*, 2024, 26 (02): 121-133.
- [48] 吴旻佳,张普,赵增耀. 耐心资本、创新投入对企业绩效的影响——基于中小板上市企业的数据 [J]. *科学决策*, 2022, (09): 55-72.
- [49] 程恩富,刘美平. 以耐心资本助力新质生产力发展 [N]. *光明日报*, 2024-06-25(11).
- [50] 王爱萍,陈妙,胡海峰. 绿色金融改革创新试验区的设立对企业绿色转型的影响——基于企业战略导向与创新行动的分析 [J]. *南开经济研究*, 2024, (12): 187-205.
- [51] 张庆君,黄玲. 绿色金融改革创新试验区设立能促进企业技术创新吗? [J]. *经济体制改革*, 2023, (01): 182-190.
- [52] 韩云,陈为,张云,等. 共同机构投资者的绿色创新市场驱动机制研究——基于行业绿色治理协同网络视角 [J]. *管理评论*, 2024, 36 (08): 133-145.
- [53] 宋肖肖,王爱萍,胡海峰. 绿色投资者与企业绿色创新: 基于机构投资者注意力视角 [J]. *国际金融研究*, 2025, (02): 85-96.
- [54] Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers From Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [55] Luan L, Liu P, Mei Y. The Impact of Pilot Carbon Market on Firms' Performance in China[J]. *Energy Economics*, 2025, 142: 108164.
- [56] Sun L, Abraham S. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies With Heterogeneous Treatment Effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
- [57] Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-Differences With Multiple Time Periods[J]. *Journal of econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [58] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. *中国工业经济*, 2022, (05): 100-120.
- [59] 杨艳萍,王家正. 绿色信贷政策是否促进了企业实质性绿色创新? [J]. *管理评论*, 2025, 37 (08): 117-130.
- [60] Yu C H, Wu X, Zhang D, et al. Demand for Green Finance: Resolving Financing Constraints on Green Innovation in China[J]. *Energy Policy*, 2021, 153: 112255.

- [61] 刘刚,段文浩. 对外直接投资促进了企业绿色技术创新吗? [J/OL]. 财贸研究, 1-15[2025-08-27].
- [62] Wang J, Ma M, Dong T, et al. Do ESG Ratings Promote Corporate Green Innovation? A Quasi-Natural Experiment Based on SynTao Green Finance's ESG Ratings[J]. International Review of Financial Analysis, 2023, 87: 102623.
- [63] Peress J. Product Market Competition, Insider Trading, and Stock Market Efficiency[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(1): 1-43.
- [64] 王波,杨茂佳. ESG 表现对企业价值的影响机制研究——来自我国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 软科学, 2022, 36 (06): 78-84.

Establishment of Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones and Corporate Green Innovation: Is Patient Capital “Spring Water” or “Ice”?

ZHANG Wei-hua¹, ZHANG Yi-wen¹, SONG Lin¹

(1. Business School, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China)

Abstract: Green innovation serves as a core pathway for enterprises to implement sustainable development strategies, a key driver for enhancing industrial competitiveness, and an important support for the Chinese government in advancing green transformation to achieve the “dual carbon” goals and build a harmonious coexistence between humanity and nature. Takes the establishment of national-level Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones as a quasi-natural experiment to examine the impact and mechanisms of green finance policies on corporate green innovation. The results show that the establishment of these pilot zones significantly promotes corporate green innovation, while patient capital plays a negative moderating role. Mechanism analysis reveals that the establishment of the pilot zones primarily functions by alleviating corporate financing constraints, increasing analyst attention, and enhancing corporate social reputation. Heterogeneity analysis indicates that the impact of the pilot zones is more pronounced for enterprises located in eastern regions and areas with higher financial development levels, as well as for those facing lower market competition and non-state-owned enterprises. Economic consequence analysis further demonstrates that the green innovation induced by the establishment of the pilot zones enhances corporate value. Spatial spillover effect analysis reveals that the establishment of these pilot zones suppresses green innovation in neighboring regions. This research provides micro-level empirical evidence on the influencing factors and mechanisms of corporate green innovation, while also offering theoretical insights for enterprises to balance policy responses and attract long-term stable investment.

Key words: green finance; green innovation; patient capital; multi-period difference-in-differences

基金项目:国家自然科学基金面上项目“上市公司非公开发行引入战略投资者的价值创造机制与效果研究”
(编号: 72272006)

作者简介：张伟华（1984-），男，山西朔州人，北京工商大学商学院教授，博士生导师，研究方向：公司财务与公司治理；张译文（1999-），女，黑龙江绥化人，北京工商大学商学院，博士研究生，研究方向：公司财务管理，通讯作者；宋琳（1998-），女，山东泰安人，北京工商大学商学院，博士研究生，研究方向：公司财务管理。

¹ 数据来源：<https://finance.sina.com.cn/money/bank/yhpl/2023-03-22/doc-imymtmw2839208.shtml>

² 注：为适配异质性处理效应估计方法（如 Sun & Abraham（2021）和 Callaway & Sant'Anna（2021）），异质性处理效应采用控制个体固定效应（Firm）和年份固定效应（Year），以更准确识别处理效应的异质性。

³ 东部地区：北京市，天津市，河北省，辽宁省，上海市，江苏省，浙江省，福建省，山东省，广东省，海南省。

中部地区：山西省，吉林省，黑龙江省，河南省，湖北省，湖南省，安徽省，江西省。

西部地区：内蒙古自治区，重庆市，四川省，广西壮族自治区，贵州省，云南省，陕西省，甘肃省，青海省，宁夏回族自治区，新疆维吾尔自治区，西藏自治区。

⁴ 邻近浙江省的省份：上海市、江苏省、安徽省、江西省、福建省。

邻近江西省的省份：浙江省、福建省、广东省、湖南省、湖北省、安徽省。

邻近广东省的省份：江西省、湖南省、广西壮族自治区、福建省、海南省。

邻近贵州省的省份：湖南省、广西壮族自治区、云南省、重庆市、四川省。

邻近新疆维吾尔自治区的省份：西藏自治区、青海省、甘肃省。

邻近甘肃省的省份：新疆维吾尔自治区、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、陕西省、四川省、青海省。

邻近重庆市的省份：四川省、贵州省、湖南省、湖北省、陕西省。