引用格式：吴安兵，周越珩，王瑛龙，等. 绿色金融政策、融资约束与制造业企业绿色技术创新[J]. 技术经济，2025，44(12)：52-63.
Wu Anbing，Zhou Yueheng，Wang Yinglong，et al. Green financial policy，financing constraints and manufacturing green technology innovation[J]. Journal of Technology Economics，2025，44(12)：52-63.

绿色金融政策、融资约束与制造业企业绿色技术创新

吴安兵[1]，周越珩[2]，王瑛龙[3]，黄 寰[4]，潘 琳[5]
（1. 江西财经大学经济学院，南昌 330013；2. 内蒙古大学中华民族共同体研究中心，呼和浩特 010021；
3. 河南财政金融学院金融学院，郑州 451464；4. 成都理工大学商学院，成都 610059；
5. 四川省原子能研究院内控监督部，成都 610199）

摘 要：绿色金融政策作为桥接金融与环境的重要纽带，是促进绿色创新、实现绿色发展的重要推动力。采用2000—2024年中国3462家制造业上市企业的数据，基于双重差分模型（DID）检验2012年《绿色信贷指引》政策实施对绿色技术创新的影响。结果表明：《绿色信贷指引》实施会显著提升制造业企业绿色技术创新水平，尤其会促进绿色实用新型专利申请数的增加，而对绿色发明专利的增进效果不明显；相比非国有或处于东西部地区的制造业企业，绿色金融政策对国有及处于东部地区的制造业企业绿色技术创新的增进效果更为明显；机制分析发现，绿色金融政策能够缓解制造业企业的融资约束、拓宽外源融资和降低融资成本，进而推动绿色技术创新。基于商业银行、政府和企业三个主体分别提出加快绿色信贷产品创新和优化绿色信贷服务、完善绿色金融体系及树立绿色发展战略目标的对策建议。

关键词：绿色金融政策；绿色技术创新；制造业企业；融资约束；双重差分模型
中图分类号：F832.0；F830.5 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2025)12-0052-12
DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J23102304

一、引言

在全球积极推动可持续发展、应对气候变化的时代浪潮下，绿色发展已成为世界各国的核心战略选择。制造业作为实体经济的主体，是推动经济增长与社会发展的关键力量，然而其传统的发展模式往往伴随着高能耗、高排放，对资源与环境造成了巨大压力。为实现经济与环境的协调共进，制造业的绿色技术创新迫在眉睫。绿色技术创新不仅能够帮助制造业企业降低生产成本、提升产品竞争力，还能推动整个产业的转型升级，助力国家“双碳”目标的达成。然而，制造业企业在开展绿色技术创新时面临诸多挑战，其中融资约束是最为突出的问题之一。绿色技术创新项目前期需要大量资金以支持研发、设备购置与技术改造，且回报周期长、风险高。一方面，企业内部资金往往难以满足如此大规模的资金需求；另一方面，由于信息不对称、绿色项目风险评估难度大等原因，企业在寻求外部融资时也面临重重阻碍，银行贷款、债券发行与股权融资等渠道均受到不同程度的限制，使得制造业企业的绿色技术创新活动因资金短缺而难以有效开展[1]。

在此背景下，绿色金融政策作为一种旨在引导金融资源向绿色产业倾斜的政策体系，逐渐成为解决制

收稿日期：2023-10-23
基金项目：四川省哲学社会科学规划重大专项项目“中国式现代化进程中四川科技创新模式探索研究”（SCJJ24ZD24）；四川省软科学项目“四川省‘十五五’科技创新投入与科技计划管理改革研究”（2025NSFSCR0003）；成都市软科学研究项目“加快推动成都‘四链’深度融合发展路径研究”（2025-RK0000161-ZF）；成都市哲学社会科学研究中心咨政服务能力建设专项重点项目“成都垃圾分类收运体系建设研究”（YJZX-2024-ZZZD-05）
作者简介：吴安兵（1988—），博士，江西财经大学经济学院讲师，研究方向：宏观经济政策理论与实践；周越珩（2001—），内蒙古大学中华民族共同体研究中心硕士研究生，研究方向：区域可持续发展；王瑛龙（1989—），河南财政金融学院金融学院讲师，研究方向：宏观经济政策理论与实践；黄寰（1976—），博士，成都理工大学商学院教授，博士研究生导师，研究方向：区域可持续发展；（通信作者）潘琳（1973—），四川省原子能研究院内控监督部部长，高级工程师，高级管理会计师，研究方向：科研经费管理、科技创新金融。

造业企业绿色技术创新融资难题的重要手段。围绕绿色信贷、绿色债券、绿色保险等出台的绿色金融政策，为绿色技术创新项目提供资金支持，降低企业融资成本，改善融资环境。例如，绿色信贷政策鼓励银行优先向绿色技术创新企业提供贷款，并给予利率优惠；绿色债券市场则为企业开辟了新的融资渠道，吸引更多社会资本投入绿色项目。近年来，中国绿色金融政策体系不断完善，从国家层面到地方层面都出台了一系列相关政策，如2012年2月24日中国银监会发布《绿色信贷指引》，建立绿色信用体系核心框架，确保金融资源配置到低碳、循环、生态领域，并规定绿色信贷具体落地实施细则。此后，《关于构建绿色金融体系的指导意见》从构建绿色金融体系的意义维度指出绿色金融是指为支持环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用所提供的金融服务；2025年8月，中国人民银行等七部门再次联合印发《关于金融支持新型工业化的指导意见》，提出“到2027年支持制造业高端化智能化绿色化发展的金融体系基本成熟”的战略目标，强调要发挥绿色金融牵引作用。但绿色金融政策在缓解制造业企业融资约束、促进绿色技术创新方面的实际效果仍有待深入探究。绿色金融政策工具尤其是绿色信贷工具对绿色创新数量和绿色创新质量的影响是否存在显著的差异？绿色金融政策是主要缓解外源融资还是内源融资来推导制造业企业的绿色技术创新？绿色金融政策的实施效果是否因制造业企业自身产权性质或者区域效应存在差异？对这些问题的探讨不仅有助于丰富绿色金融、企业融资与技术创新领域的研究，完善三者之间的作用机制分析，同时也为政府制定更加科学有效的绿色金融政策提供决策依据，为制造业企业突破融资困境、提升绿色技术创新能力提供有益参考，进而推动中国制造业的绿色转型升级，实现经济的可持续发展。

二、文献回顾

现有学者关于绿色金融是否能刺激绿色技术创新推动绿色产业发展存在较大的争议，多数学者认为绿色金融能够为企业绿色技术创新项目提供强有力的融资支持，由于技术创新具有回报周期长、收益不确定性高等特点，而绿色技术研发成功的概率更小，其所需的资金投入更大，绿色金融所提供的资金流入对推进企业绿色技术创新发展具有重要的支撑作用[2-3]。但也有部分学者指出，绿色金融政策实施后，得益于政策产生的代理成本降低作用和投资效率提升作用，受绿色金融政策限制的污染型企业的绿色创新表现比清洁型企业更加活跃[4-5]。不过更多学者认为，绿色金融会限制“两高一剩”或者能源密集型的企业投资，不利于其进行绿色技术创新。从信贷视角来看，政策性银行和商业银行施行差异化的绿色信贷政策导致高能耗、高污染企业被迫接受惩罚性高利率、高门槛的银行授信，导致其缺乏用于技术创新活动的资金，阻碍其开展绿色技术创新活动[6-7]。

近年来，越来越多的学者开始关注绿色金融与融资约束之间关系，认为融资困难是制约企业发展的重要因素，而绿色金融政策会对不同类型企业的融资约束产生显著的差异性影响[8-10]。其中，部分学者基于信贷视角分析绿色信贷政策对企业融资成本的影响，指出绿色信贷政策可能会限制对能源密集型行业的投资，因此，绿色金融政策可能会加剧能源密集型行业的融资约束[11]；而另有学者关注绿色金融对不同所有制企业融资约束产生的异质性影响，认为民营企业因其民营属性更容易受到以大银行为主导的金融体系中的“所有权歧视”，导致难以获得外部融资，融资困难严重制约了民营企业的发展[12-13]。

融资约束不仅影响企业创新投入，更影响企业创新时的决策，进而影响创新成果。融资约束对企业技术创新究竟存在怎样的影响，尚未得到统一的结论，有学者认为融资约束不利于企业技术创新，因为融资约束增加了企业的创新投资成本，导致企业不愿投资具有较高风险的技术创新项目，抑制其创新活动[14-15]。然而，也有学者认为融资约束越高，企业创新效率反而越高，因为融资约束可以迫使企业做出最优投资决策、加强创新资金管理，进而提高资本效率[16-17]。此外，融资约束对不同所有制企业创新的影响可能存在异质性，现有文献表明，由于隐性债务担保缓解了融资约束以及国有银行提供的特殊渠道，使得国有企业在很大程度上能够投资于研发创新[18-19]。

尽管上述学者针对绿色金融与融资约束、绿色金融与绿色技术创新、融资约束与技术创新等方面研究提供了经验证据，但鲜有学者深入对比分析绿色金融政策对制造业企业绿色创新质量和绿色创新数量的影响差异性，更缺乏绿色金融政策创新效应的融资约束机制的探讨，且关于绿色金融政策在促进绿色技术创

新方面的有效性仍未得到解决。2012年出台的《绿色信贷指引》是最具代表性的绿色金融监管政策,其明确绿色信贷的支持方向和重点领域,提高对国家重点监控的限制类企业贷款门槛,从制度层面将金融资源配置与企业绿色技术创新进行绑定。鉴于此,采用双重差分模型(DID)检验《绿色信贷指引》实施后对制造业企业绿色技术创新的影响机制及作用效果,并提出相应的对策建议。

三、理论分析和研究假设

(一)绿色金融政策对制造业企业绿色技术创新的影响

绿色金融作为一种基于市场维度的环境经济政策手段,其不断向市场释放一种信号——政府将持续加强对污染型制造业企业管理,鼓励清洁型制造业企业发展,支持金融资源流向环境效益高的制造业企业。污染型制造业企业在进行绿色技术创新时会受到金融资源的制约,对于融资难的污染型制造业企业而言,难以进行更高水平的绿色技术创新活动,即绿色信贷的激励约束效应[20-21]。绿色金融政策的实施还可以引导社会舆论,使公众更加关注环境保护问题,加强对污染型制造业企业的生产经营活动的监督,加剧污染型制造业企业的社会压力和其投资者的声誉风险。此外,外部投资者在考虑自身收益的前提下,更倾向于投资清洁型制造业企业以规避风险,使其在市场中处于更加有利的地位,绿色金融通过向市场传递信号降低清洁型制造业企业进行绿色技术创新的风险[22]。

基于此,本文提出假设:

绿色金融政策能够提升清洁型制造业企业的绿色技术创新水平(H1)。

绿色专利按照创新含量的不同可以分为反映创新质量的绿色发明专利和反映创新数量的绿色实用新型专利,绿色发明专利在实用性、创新性及发明步骤等方面受到专利机构的严格审查,其创新含量较高,而绿色实用新型专利的申请主要通过注册方式,并不会受到严格的审查,创新含量相对较低。因此,以绿色实用新型专利代表创新数量[23]。绿色发明专利虽然期望回报大,但相比绿色实用新型专利,具有更高的不确定性和风险,即制造业企业进行创新发明的难度大、风险高及回报周期长。商业银行为保证自身的资产收益率,不会轻易将绿色信贷资金投向创新含量较高的绿色发明专利,但为落实绿色金融政策,承担起绿色环保责任,更愿意为申请难度小、回报周期短、风险较低的绿色实用新型专利项目提供绿色信贷资金,进而显著地增加绿色创新数量的提升,产生“绿色创新泡沫”[24-25]。

基于此,本文提出假设:

绿色金融政策对绿色创新数量的增进作用强于绿色创新质量(H2)。

(二)影响的异质性特征

从企业异质性的角度来看,国有和非国有制造业企业绿色技术创新受金融制度的影响可能存在差异,国有企业由于有政府的隐性担保、较高的社会责任、较弱的信息不对称性和较稳定的银企关系,在融资约束层面具有独特的优势[26]。非国有企业在金融市场中属于被歧视的一方,低评级使非国有企业常常陷入“融资难”“融资贵”的困境。因此,在现行金融政策下非国有企业获得融资以进行技术创新的能力不如国有企业[27]。国有企业具有信贷优惠、抵押担保的优势,商业银行更愿意为国有企业的绿色项目提供绿色信贷资金,以达到绿色信贷政策实施标准。非国有企业从商业银行获得绿色信贷资金的难度高于国有企业,其进行绿色技术创新的融资约束并未得到显著的缓解。

基于此,本文提出假设:

绿色金融政策对国有企业绿色技术创新的增进效果明显强于非国有企业(H3)。

地区差异会影响绿色金融政策实施效果[28]。东部地区经济发达,京津冀、长三角、粤港澳等经济区拥有成熟的资本市场,具有金融生态优势。故东部地区具备完善的绿色金融基础设施和风险定价能力,能及时响应绿色金融政策,满足市场主体需求。同时东部地区还具有成熟的产业集群和创新网络,有利于绿色专利快速研发落地,降低交易成本。此外东部地区政府治理能力和治理水平更强,政府可以通过制度创新和数字化手段缓解政策执行中的信息扭曲。相对而言,中部地区和西部地区经济基础相对薄弱,金融资源相对落后,绿色金融资源集中在少数优势城市,进而绿色金融政策在中西部地区响应力度较弱,对绿色技术创

新的推动作用更不容易实现。此外中西部地区面临经济增长和转型升级压力，经济目标和环境目标的冲突也不利于企业绿色化转型[29]。

基于此，本文提出假设4：

绿色金融政策对东部地区的制造业企业绿色技术创新强于中西部地区（H4）。

（三）融资约束视角

绿色金融本质上是基于环境约束的信贷配给，其从环境信息披露共享机制和基于环境信息的资金配置机制缓解清洁型制造业企业的融资约束，压缩污染型制造业企业的融资空间。首先，绿色金融政策通过完善环境信息披露共享机制，提高商业银行将信贷资金贷给污染企业的声誉风险，促使污染企业的融资成本上升，推动商业银行绿色信贷支持绿色企业创新项目的积极性，彰显绿色企业和商业银行的声誉[4]。其次，绿色金融会通过环境信息的资金配置机制促使商业银行将更多资金贷给绿色企业，提升其绿色创新产出，而污染企业必须耗费部分资金治理环境污染，加重了污染企业的融资约束，不利于其进行绿色创新活动[30]。最后，绿色信贷资金在支持绿色企业扩大绿色技术研发规模的同时，迫使企业更新生产设备与绿色技术工艺研发，以进一步提升绿色技术创新的能力，节约资源，减少污染排放，形成绿色技术创新的良性循环[31]。

基于此，本文提出假设5a：

绿色金融政策通过缓解清洁型制造业企业的融资约束提升绿色技术创新水平（H5a）。

根据融资的来源不同，企业融资方式可分为内源融资和外源融资。内源融资（如企业自有资金、留存收益）主要依赖企业自身盈利积累，其规模受企业经营状况限制较大，绿色金融政策虽可能间接通过改善企业经营环境增加内源融资，但相较于外源融资的直接引导和成本降低作用，其对内源融资规模的提升效果有限，且企业内源资金的使用方向更灵活，可能投向非绿色领域[32]。此外，在绿色金融政策支持下，外源融资往往伴随资金提供方（如银行、投资者）对绿色项目的监督，降低资金滥用风险，外源融资的规模化效应更能满足绿色技术创新的高投入需求[33]，而内源融资受限于资金规模，难以支撑大型绿色技术研发项目，导致其边际贡献较低。

基于此，本文提出假设5b：

绿色金融政策通过外源融资促进绿色技术创新的效果强于内源融资（H5b）。

融资成本主要包括企业的借款利息、手续费，以及为筹集资金而发生的评审费、宣传费、印刷费等其他费用。一系列绿色金融政策的出台使金融市场推出绿色债券、绿色贷款等多种金融工具，为制造业企业提供利率优惠，直接降低企业融资成本，提升绿色技术创新的资本回报预期[34-35]。此外，绿色金融政策还为企业提供了良好的融资制度环境，绿色认证体系建设能使清洁型企业的环境绩效转化为信用资本，降低其风险评级对应的融资溢价，激励企业进行绿色技术创新活动。

基于此，本文提出假设5c：

绿色金融政策通过降低融资成本渠道推动绿色技术创新（H5c）。

四、研究设计

（一）样本选择与数据来源

研究样本区间为2000—2024年，初始样本包括在沪深交易所的所有制造业上市公司，剔除ST（special treatment）类和PT（particular transfer）类企业，并删除缺失重要指标的企业，所有样本中的连续变量数据均做1%的双侧缩尾处理，最后共得到3462家样本企业，共37682个样本观测值。需要强调的是，选取制造业为研究样本的主要原因在于，制造业绿色发展离不开绿色金融赋能。当前中国绿色金融政策的支持对象主要聚焦于制造业，尤其是节能环保、新能源汽车及清洁能源等细分领域，旨在加快绿色产业发展，进而推动中国经济高质量发展。

（二）模型设定及变量定义

采用双重差分模型（difference-in-differences，DID），实证考察2012年2月24日中国银监会发布的《绿色信贷指引》政策是否会增进制造业企业的绿色技术创新，具体模型构建如式（1）所示。

$$Y_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{j,t} + \delta X_{j,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

其中：被解释变量 Y 为绿色技术创新，具体地，将样本企业绿色发明专利独立申请数量（*gpci*）和绿色实用新型专利独立申请数量（*gpcu*）加总得到绿色创新总量，绿色发明专利申请数衡量绿色创新质量，绿色实用新型专利申请数衡量绿色创新数量。由于某些企业在某年绿色专利申请数为零，而另一些企业的绿色专利申请数较大，因此为消除绿色专利申请数据的右偏分布问题，将绿色专利申请数量加1后取自然对数。j 为制造业企业；t 为年份；X 为一系列控制变量；δ 为控制变量对绿色技术创新的影响系数；μ_i 和 λ_t 分别为企业固定效应和年份固定效应；$\varepsilon_{j,t}$ 为随机误差项；α 为待估系数。本文以绿色专利独立申请数量（*gpc*）刻画企业绿色创新[27]。

式（1）中 $did_{j,t} = policy_t \times treat_j$。其中 $policy_t$ 为虚拟变量，代表 t 年是否实施《绿色信贷指引》政策，如果实施则取值为1，否则为0。$treat_j$ 表征了《绿色信贷指引》确定的绿色金融政策实施行业，根据《绿色信贷实施情况关键评价指标》中明确的清洁型技术行业分类标准，即医药制造业、汽车制造业、仪器仪表制造业、电器机械和器材制造业、专用设备制造业、计算机通信和其他电子设备制造业、通用设备制造业7个行业被认定为清洁型行业（实验组），$treat_j = 1$，否则被定为污染型行业（对照组），$treat_j = 0$。本文研究重点关注交乘项系数 α_1 的显著性，它反映了绿色金融政策实施后相对于实施前清洁型制造业绿色创新的变化情况，如果 α_1 显著大于零，意味着绿色金融政策能够显著地提升清洁型制造业企业绿色创新。反之，绿色金融政策效果不显著。

为控制影响企业绿色技术创新的其他经济特征变量，本文引入了9个控制变量，具体包括员工规模（*emp*）、速动比率（*quick*）、资产负债率（*lev*）、经营现金流总资产比（*cash*）、账面市值比（*mtb*）、流通股份占比（*share*）、流动负债比率（*clr*）、两职合一（*dual*）、净资产收益率（*roe*）。此外，为进一步探讨绿色金融政策对制造业企业绿色技术创新的影响机制，选取了融资约束、融资成本及反映融资结构的内源融资和外源融资作为传导渠道变量，具体变量定义及描述性统计结果见表1。可以看出，绿色专利申请、绿色实用新型专利申请、绿色发明专利申请的均值分别为0.3498、0.2042和0.2324，标准差分别为0.7504、0.5278和0.5934，表明制造业企业绿色专利申请数量和质量在样本企业间均存在较大差异，其他变量与现有文献基本一致，不再赘述。

表1　主要变量定义及描述性统计结果

变量	符号	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色专利申请	*gpc*	ln（绿色专利独立申请数+1）	37378	0.3498	0.7504	0	3.5835
绿色实用新型专利申请	*gpcu*	ln（绿色实用新型专利独立申请数+1）	37378	0.2042	0.5278	0	2.7081
绿色发明专利申请	*gpci*	ln（绿色发明专利独立申请数+1）	37378	0.2324	0.5934	0	3.1355
员工规模	*emp*	ln（员工人数）	37558	7.6392	1.1418	5.0626	10.7352
速动比率	*quick*	（流动资产-流动负债）/流动负债	37638	2.1538	2.4986	0.2132	15.4848
资产负债率	*lev*	总负债/总资产	37638	0.4027	0.1993	0.0530	0.9244
经营现金流总资产比	*cash*	经营活动产生的现金流量净额/总资产	37638	0.0508	0.0669	-0.1443	0.2466
账面市值比	*mtb*	股东权益与公司市值比	37235	0.3617	0.1647	0.0324	0.7966
流通股份占比	*share*	流动股份占总股份比	37682	0.6921	0.2899	0.1067	1
流动负债比率	*clr*	流动负债/总负债	37638	0.8410	0.1511	0.3584	1
两职合一	*dual*	董事长与总经理是否为同一人	36824	0.3093	0.4622	0	1
净资产收益率	*roe*	净利润/股东权益余额	37443	0.0548	0.1344	-0.7219	0.3300
融资约束	*FC*	FC方法测度的指数	37235	0.5222	0.2739	0.0070	0.9687
融资成本	*firc*	财务费用/总负债	37638	0.0042	0.0372	-0.1852	0.0663
内源融资占比	*inr*	（留存收益+折旧摊销）/总资产	37597	0.1843	0.2229	-0.9851	0.6093
外源融资占比	*exr*	（股权融资+债权融资）/总资产	35478	0.1631	0.2678	0	25.6000

五、绿色金融对制造业企业绿色技术创新的影响

（一）基准回归结果

通过DID模型实证检验绿色金融政策对制造业企业绿色技术创新的影响机制及作用效果。表2中（1）

列~(3)列分别汇报了绿色金融政策对制造业企业绿色专利申请总数、绿色实用新型专利申请和绿色发明专利申请的影响回归结果。表2中*did*的系数在5%和1%的水平下显著为正，且分别为0.0841和0.1006，即绿色金融政策实施后，清洁型制造业企业的绿色专利申请总量和绿色实用新型专利申请分别显著增加了8.41%和10.06%，但对绿色发明专利申请并没有显著的增进效果。表明绿色金融政策对清洁型制造业企业的绿色技术创新总量具有显著的促进作用，验证了假设H1，且主要提升了制造业企业的绿色创新数量，但未能显著提升绿色创新质量，即绿色金融政策对清洁型行业绿色创新过程中“量”的激励充足，而对“质”的激励不足，验证了假设H2。这可能是因为中国制造业企业普遍存在环保投资额不足现象，信贷政策刺激的环保投资主要用于企业的环保设备的改造支出，而非绿色技术创新。

表2　绿色金融对制造业企业绿色技术创新的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	gpc	*gpcu*	*gpci*
did	0.0841**	0.1006***	0.0250
	(-0.0353)	(-0.0303)	(-0.0218)
emp	0.0812***	0.0616***	0.0488***
	(-0.0125)	(-0.0105)	(-0.0078)
quick	0.0117***	0.0116***	0.0040**
	(-0.0026)	(-0.0021)	(-0.0019)
lev	0.3016***	0.2478***	0.1678***
	(-0.055)	(-0.0457)	(-0.0372)
cash	-0.1165*	-0.0841*	-0.0773*
	(-0.062)	(-0.0495)	(-0.0437)
mtb	0.1465***	0.1067***	0.0970***
	(-0.0493)	(-0.0413)	(-0.0342)
share	0.0625***	0.0470**	0.0461***
	(-0.0228)	(-0.0186)	(-0.0168)
clr	0.1501***	0.1327***	0.0734***
	(-0.0356)	(-0.0296)	(-0.0239)
dual	-0.0239*	-0.0150	-0.0156*
	(-0.0135)	(-0.0118)	(-0.0091)
roe	0.0549*	0.0395*	0.0442**
	(-0.0289)	(-0.0236)	(-0.0207)
常数项	-0.6622***	-0.5814***	-0.3749***
	(-0.1096)	(-0.0934)	(-0.0731)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	37063	37063	37063
R^2	0.6310	0.6040	0.5609

注：括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

(二)平行趋势检验

双重差分方法的基本使用前提是实验组和对照组满足平行趋势假设，即处理组在没有受到政策冲击时，应该与参照组具有一致的绿色专利申请变动趋势。因此，本文采用事件研究法分析绿色金融政策实施前后3期的动态效应，考察绿色金融政策实施前后对照组与处理组绿色专利申请的变化，平行趋势检验结果如图1所示。不难看出，在实施绿色金融政策前的三年，回归系数95%的置信区间都包括0，这表明发生政策冲击前处理组和对照组的趋势是基本一致的，且实施绿色金融政策之后回归系数也均大于0，这表明政策显著作用于处理组，通过了平行趋势检验，绿色金融政策显著的促进绿色技术创新的提升。

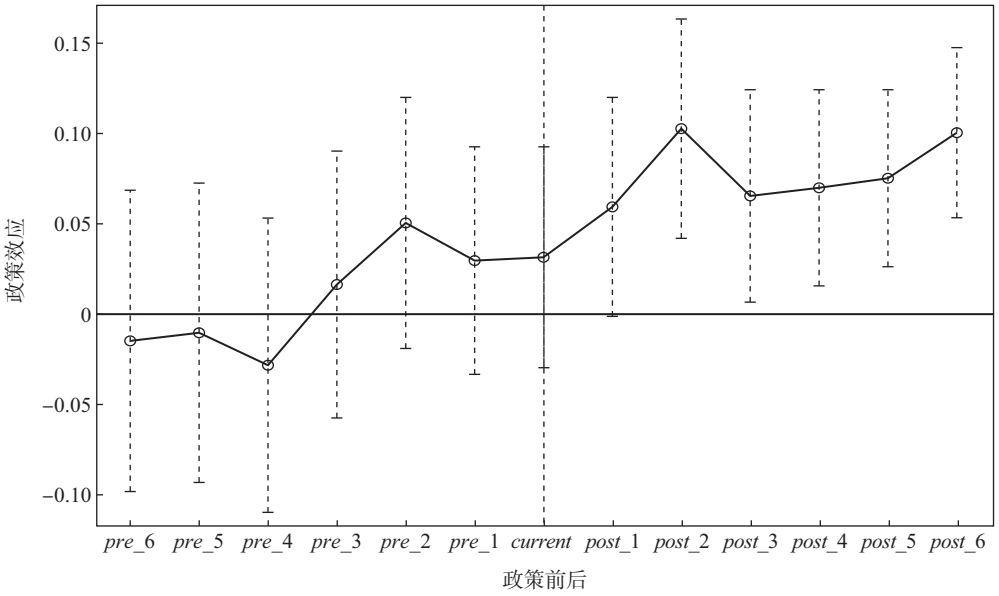


图1　以*gpc*为因变量的平行趋势检验

(三)稳健性检验

为保证基准回归结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。

首先,使用倾向匹配得分法(PSM-DID)。双重差分模型还需要满足样本为随机分组的前提假设,不同组企业之间的特征可能存在系统性差异,为增加可比性,本文使用逐年 PSM 的方法,对处理组和控制组的公司按照企业层面的控制变量进行 1∶1 近邻匹配,利用重新匹配的样本进行回归,匹配后的样本不存在显著差异,PSM-DID 回归结果见表 3。从(1)列~(3)列结果不难看出,绿色金融政策对绿色专利申请总量和绿色实用新型专利申请具有显著的增进效果,但对绿色发明专利申请没有显著的影响,这与基准回归的结果一致。

其次,考虑到绿色专利可以由两个及以上企业共同申请的特点,本文将被解释变量(即企业独立申请的绿色专利总量、绿色实用新型专利和绿色发明专利)分别替换为企业独立和联合申请的绿色专利总量、绿色实用新型专利和绿色发明专利,表 3 中(4)列~(6)列分别给出了相应的回归结果。绿色金融政策对绿色专利申请总量和绿色实用新型专利申请分别在 10%和 1%的水平下显著,对绿色发明专利申请没有显著的影响,同样证实了表 2 的研究结论。

再次,为进一步应对潜在的内生性问题以及测量误差,选取《绿色金融支持项目目录(2025 版)》作为绿色金融的工具变量,属于该目录所支持的行业范畴取值 1,否则为 0。这一工具变量是外生的,且与绿色金融政策密切相关。使用该工具变量进行两阶段最小二乘法(TSLS)估计的结果见表 4。从(1)列~(3)列不难看出,绿色金融政策对绿色专利申请总量和绿色实用新型专利申请的影响系数均在 1%的水平上显著为正,而对绿色发明专利的影响不显著,表明本文得出的研究结论具有较强的稳健性。此外,(4)列第一阶段估计结果表明《绿色金融支持项目目录(2025 版)》与 2012 年出台的《绿色信贷指引》具有高度的相关性,且第一阶段 F 统计量远大于 10,进一步帮助排除了弱工具变量的问题。总体而言,工具变量回归结果与基准回归结果保持一致,再次验证了本文模型设定的稳健性和系数估计因果效应的准确性。

最后,为确保政策效应并非由偶然因素导致,本文就绿色金融政策对制造业企业绿色专利申请总量的影响进行了安慰剂检验,即分别从制造业上市企业数据中随机抽取样本,形成新的实验组和控制组进行回归,

表 3　稳健性检验

检验方法	PSM-DID			替换被解释变量		
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	gpc	*gpcu*	*gpci*	*gpct*	*gpcut*	*gpcit*
did	0.1096**	0.1159***	0.0368	0.0707*	0.0996***	0.0146
	(-0.0439)	(-0.0380)	(-0.0260)	(0.0386)	(0.0336)	(0.0253)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	35717	35717	35717	36807	36807	36807
R^2	0.6769	0.6516	0.6276	0.6538	0.6277	0.5779

注:括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误;***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 4　内生性讨论:工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gpc	*gpcu*	*gpci*	*did*
第二阶段:*did*	1.9650***	1.3969***	1.1149	
	(-0.0898)	(-0.0657)	(-0.0756)	
第一阶段:工具变量(*did*1)				0.1325***
				(0.0053)
控制变量	是	是	是	
企业固定效应	是	是	是	
年份固定效应	是	是	是	
第一阶段 F 统计量				377.4000
样本量	36011	36011	36011	36250

注:括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误;***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

并重复以上步骤 1000 次。从图 2 安慰剂检验结果不难发现，核密度估计图近似呈现正态分布，多数系数集中分布在 0 附近；多数散点大于 0.1，即在 10%的显著性水平上普遍不显著，在图 2 中体现为大多位于平行于横轴的虚线以上，表明绿色金融政策对绿色专利申请总量和绿色实用新型专利申请的影响并没有受到其他偶然因素干扰。

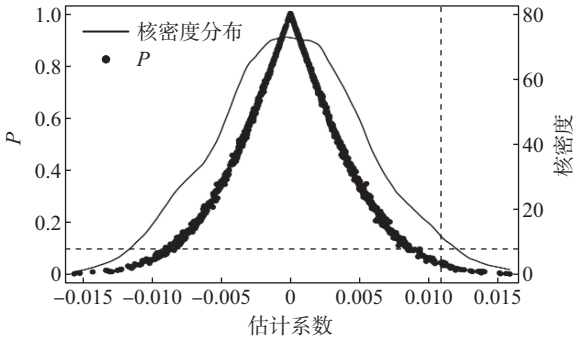


图 2　*did* 对 *gpc* 的估计系数的核密度与显著性分布图

（四）异质性分析

为考察绿色金融政策对制造业企业绿色技术创新的影响是否因产权性质而不同，本文对比分析了绿色金融政策对国有和非国有制造业企业绿色专利申请总量、绿色实用新型专利申请和绿色发明专利申请的影响差异性。由表 5 可知，绿色金融政策对国有和非国有企业的绿色创新总量和绿色创新数量均有显著的增加效果，但并不能提升国有和非国有企业绿色创新质量，且相比非国有企业，绿色金融政策对国有企业绿色技术创新的提升作用更强，验证了假设 H3。主要原因在于，一方面，国有企业作为国家战略的重要载体，承担着落实国家政策、推动绿色发展等社会责任，绿色金融政策本质上是国家推动“双碳”目标、产业升级的工具，与国有企业的政策导向高度一致，而非国有企业更侧重短期经济效益，绿色技术创新往往具有投入大、周期长、风险高的特点，绿色金融政策的激励力度不足，其参与动力可能较弱；另一方面，国有企业通常信用评级更高、与银行等金融机构联系更紧密，绿色金融政策对企业资质、项目合规性要求严格，银行等金融机构更愿意为国有企业的绿色项目提供绿色信贷资金，以达到绿色金融政策实施标准。此外，绿色技术创新具有高风险，国有企业由于背后有政府信用隐性支撑，对短期亏损的容忍度更高，其风险承担能力更强，而非国有企业受限于股东回报压力和市场竞争环境，更倾向于选择短期见效的项目，对绿色技术创新的风险承受能力较弱。

绿色金融政策对绿色技术创新还可能受区域异质性的影响，各地不同的经济结构、人力资本、治理水平等因素可能导致政策实施效果存在差异。本文根据制造业企业注册所在区域划分成东部、中部及西部进行分组回归。表 6 报告了绿色金融政策对绿色技术创新影响的区域异质性，无论从绿色专利申请总量、绿色实用新型专利申请还是绿色发明专利申请而言，绿色金融政策对东部地区制造业企业绿色技术创新具有显著的增进效果，而对中部和西部地区的制造业企业绿色技术创新没有显著的促进效果。可见，绿色金融政策对制造业绿色技术创新具有明显的区域异质性，即仅激励东部地区制造业企业创新质量和创新数量的提升，对中部和西部没有影响，验证了假设 H4。主要原因在于东部地区经济较为发达，所在地区的制造业企业实力较为雄厚，更具备绿色技术创新的基础条件，若其能够获得有效的绿色信贷支持，其面向绿色技术创新的资本供给则能得到显著扩大。相比之下，中部和西部地区经济发展水平相对较低，制造业企业进行绿色技术创新的内生动力不足，很多企业即使得到绿色金融政策的支持，可能也不会将更多的资金投入绿色技术创新上，而会将资金投入主营业务上，提升其经济效益，导致政策红利难以有效释放。此外，中部和西部地区在环保监管执法、政策实施配套等方面也与东部地区存在差距，进一步制约了绿色金融政策的激励效果。

表 5　不同产权性质下绿色金融政策对绿色技术创新的影响差异性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	gpc	*gpc*	*gpcu*	*gpcu*	*gpci*	*gpci*
did	0.1012* (−0.0557)	0.0662* (−0.0361)	0.1170** (−0.0492)	0.0782*** (−0.0275)	0.0279 (−0.0340)	0.0223 (−0.0257)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	10537	23347	10537	23347	10537	23347
R^2	0.6346	0.6579	0.5992	0.6394	0.5679	0.5854

注：括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表6　不同区域绿色金融政策对绿色技术创新的影响差异性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	gpc	*gpc*	*gpc*	*gpcu*	*gpcu*	*gpcu*	*gpci*	*gpci*	*gpci*
did	0.1316***	−0.0002	0.0048	0.1248***	0.0627	0.0386	0.0682**	−0.0514	−0.0315
	(−0.0450)	(−0.0795)	(−0.0757)	(−0.0386)	(−0.0700)	(−0.0640)	(−0.0283)	(−0.0442)	(−0.0477)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	24712	6712	4513	24712	6712	4513	24712	6712	4513
R^2	0.6526	0.6001	0.5552	0.6289	0.5600	0.5235	0.5843	0.5236	0.4999

注：括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

六、融资约束视角下绿色金融政策对绿色技术创新的影响

（一）绿色金融对绿色技术创新影响的融资约束机制

为检验绿色金融政策是否会缓解企业的融资约束（*FC*）促进其绿色技术创新，本文将融资约束机制引入DID模型。表7给出了相应回归结果，（1）列~（3）列交乘项 *did* × *FC* 的系数估计结果均显著为负，表明绿色金融政策能够明显地缓解融资约束，进而推动制造业企业绿色技术创新，且相比绿色创新质量，对绿色创新数量的提升效果更为明显，验证了假设H5a。主要原因有两方面：一方面，由于绿色技术创新项目具有高投入、风险高、收益不确定性等特点，制造业企业往往缺乏用于绿色技术开发的资金。《绿色信贷指引》作为纲领性文件提供外生冲击，要求银行为环保合规企业实施绿色信贷，补充用于绿色技术研发的资金投入，解决制造业企业绿色技术创新的“融资难、融资贵”问题，纾解企业融资约束难题，推动企业绿色技术创新。另一方面，绿色创新数量的提升更多依赖“量的积累”，如开展更多绿色技术相关的研发项目、申请更多基础性专利、推出更多改进型绿色产品等。这些活动往往对资金的规模要求较高，但对资金的“使用效率”和“技术深度”要求相对较低，且短期内更易落地，绿色金融政策缓解融资约束后，企业获得的资金会流向“易启动、见效快”的创新活动。这类活动更易转化为创新数量指标，制造业企业在资金充裕时，更倾向于通过扩大创新覆盖面快速响应政策激励或市场需求，而非立刻投入高难度、高成本和高风险的创新质量提升领域。

表7　绿色金融政策对绿色技术创新的融资约束机制

变量	(1)	(2)	(3)
	gpc	*gpcu*	*gpci*
did	0.2122***	0.2399***	0.0728
	(−0.0545)	(−0.0481)	(−0.0537)
FC	0.1659***	0.1546***	0.0757***
	(−0.0396)	(−0.0339)	(−0.0251)
did × *FC*	−0.3216***	−0.3490***	−0.1205***
	(−0.0656)	(−0.0583)	(−0.0421)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	35937	35937	35937
R^2	0.6341	0.6086	0.5648

注：括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

（二）绿色金融对绿色技术创新影响的外源融资和内源融资机制

为进一步探讨绿色金融政策是缓解企业的外源融资还是内源融资来推动绿色技术创新，本文将外源融资（*exr*）和内源融资（*inr*）分别与绿色金融政策进行交乘，并进行相应的双重差分估计，结果见表8。（1）列~（3）列交乘项 *did* × *exr* 的系数分别在1%、1%和5%水平下显著为正，表明绿色金融政策能够显著增进企业外源融资，进而推动制造业企业绿色技术创新，且相比反映绿色创新质量的绿色发明专利，更能通过外源融资促进绿色创新数量的提升。（4）列和（5）列估计结果显示，交乘项 *did* × *inr* 的系数均在10%的水平下显著为正，但对绿色发明专利的影响系数并不显著，从作用强度来看，绿色金融政策通过内源融资渠道推动制造业企业绿色技术创新的效果弱于外源融资，验证了假设H5b。主要原因有两方面：一方面，绿色金融政策的工具本质上是外源融资的“定向赋能”，直接针对绿色创新的资金需求而设计，绿色信贷为企业提供专项贷款，绿色债券帮助企业在资本市场融资，这些外源渠道能快速聚集大规模社会资金，精准流向绿色创新项目。相比之下，内源融资是企业的“自我造血”，与绿色金融政策的关联性相对较弱。另一方面，绿色创新的

表 8　绿色金融政策对绿色技术创新的外源融资和内源融资机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	gpc	*gpcu*	*gpci*	*gpc*	*gpcu*	*gpci*
did	0.1192***	0.1243***	0.0522**	0.0568*	0.0798***	0.0067
	(-0.0397)	(-0.0347)	(-0.0242)	(-0.0312)	(-0.0300)	(-0.0235)
exr	0.0829	0.0748	0.0456			
	(-0.0831)	(-0.0678)	(-0.0580)			
did × *exr*	0.2372***	0.1846***	0.1589**			
	(-0.0657)	(-0.0518)	(-0.0732)			
inr				0.0086	0.0133	-0.0384
				(-0.0420)	(-0.0353)	(-0.0262)
did × *inr*				0.1652*	0.1259*	0.1085
				(-0.0856)	(-0.0521)	(-0.0734)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	33822	33822	33822	35917	35917	35917
R^2	0.6352	0.6086	0.5665	0.6331	0.6064	0.5647

注：括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

高风险性会导致企业对内源资金的使用更保守，外源融资可通过风险分散机制降低企业压力，如绿色信贷由银行承担部分风险，企业无需独自承担全部损失，从而更敢投入绿色创新，而内源融资的风险完全由企业自身承担，抑制创新动力。

（三）绿色金融对绿色技术创新影响的融资成本渠道

为进一步探讨绿色金融政策的实施是否会降低企业的融资成本，进而推动绿色技术创新。本文将融资成本（*firc*）与绿色金融政策进行交乘并通过双重差分估计，结果见表 9。（1）列~（3）列交乘项 *did* × *firc* 的系数估计结果均在 5%的水平下显著为负，表明绿色金融政策能够显著地降低企业融资成本，进而推动制造业企业绿色技术创新，验证了假设 H5c。主要原因有两方面。一方面，绿色金融政策对企业的绿色项目提供定向利率支持，如绿色信贷的利率低于普通利率，部分地区对绿色债券发行利息给予财政补贴，或对企业的绿色融资利息支出进行税收抵扣，减少了企业的利息负担，降低资金使用成本；另一方面，绿色金融政策通过对金融机构的绿色信贷损失给予风险补偿，降低金融机构的风险预期，使其愿意以更低成本向企业放贷，间接减少企业的融资附加成本，融资成本的降低使得企业更有能力整合外部创新资源，如与高校、科研机构合作开发绿色技术，或收购拥有核心绿色专利的小企业，加速技术突破。

表 9　绿色金融政策对绿色技术创新的融资成本渠道

变量名称	(1)	(2)	(3)
	gpc	*gpcu*	*gpci*
did	0.0869**	0.1028***	0.0266
	(-0.0353)	(-0.0303)	(-0.0217)
firc	0.3796**	0.3055**	0.1545
	(-0.166)	(-0.1381)	(-0.1211)
did × *firc*	-0.5034**	-0.3797**	-0.3060**
	(-0.2194)	(-0.1832)	(-0.1554)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	35937	35937	35937
R^2	0.6328	0.6061	0.5645

注：括号内数值为聚类在企业层面的稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

七、结论与政策建议

绿色金融作为资源配置的重要中介和桥接金融与生态环境的关键纽带，如何有效地服务于绿色创新是推进生态文明建设过程中面临的重要问题。本文在梳理绿色金融支持绿色技术创新的现状及存在问题的基础上，以 2012 年中国银监会颁布的《绿色信贷指引》为切入点，研究绿色金融政策与绿色技术创新的关系，进一步分析融资约束作用机制。研究结果表明，《绿色信贷指引》实施后，清洁型制造业企业绿色创新活动更加积极，主要表现为绿色创新数量的显著增加，但绿色创新质量提升不明显。绿色金融政策仅推动东部地区制造业企业绿色技术创新，对中西部地区的制造业企业绿色技术创新的影响效果不明显。与非国有制造业企业相比，绿色金融政策对国有企业的绿色技术创新明显强于非国有企业。融资约束是绿色金融政

策推动绿色技术创新增加的重要渠道,且通过外源融资推动绿色技术创新的效果要明显强于内源融资,绿色金融政策通过降低企业的融资成本,进而推动绿色技术创新。

基于上述研究结论,本文从商业银行、政府和企业三方面提出相应的对策建议:

一是,商业银行加快绿色信贷产品创新和优化绿色信贷服务。在产品创新上,商业银行应积极开发契合制造业绿色技术创新项目特点的信贷产品,如为投资回收期长的项目提供长周期专项绿色信贷产品,并给予利率优惠,降低企业融资成本;设计可持续发展挂钩贷款这类动态风险定价工具,根据企业、项目可量化的绿色技术创新成果,如碳减排量、能源利用效率提升等实际情况,制定差异化金融支持方案;围绕绿色制造产业链构建绿色供应链金融体系,为产业链上下游企业提供应收账款质押融资服务和存货质押融资业务,促进企业协同发展,保障绿色技术创新项目的原材料供应和产品销售渠道畅通。在服务优化方面,要简化贷款审批流程,针对符合绿色信贷支持标准的制造业企业绿色技术创新项目,开辟绿色审批通道,减少繁琐手续,提高审批效率;加强绿色信贷专业人才队伍建设,提升银行对绿色技术创新项目的评估、风险把控和金融服务能力,为企业提供更专业、更全面的金融咨询和服务。

二是,政府应完善绿色信贷政策体系。明确绿色信贷支持制造业企业绿色技术创新的重点领域和标准,加强绿色信贷政策与产业政策、科技政策的协同配合,形成政策合力;建立绿色信贷风险补偿机制,通过财政资金设立风险补偿基金,对商业银行因支持制造业企业绿色技术创新而产生的风险进行一定比例的补偿,降低银行风险,提高银行积极性;加强对绿色信贷政策执行情况的监督和评估,建立健全绿色信贷统计监测和考核评价制度,确保政策落实到位。

三是,企业应树立绿色发展战略。将绿色技术创新纳入企业长期发展规划,明确绿色技术创新目标和路径,积极主动开展绿色技术创新活动;加强自身绿色技术研发投入,建立专门的研发团队,或与高校、科研机构合作开展产学研合作,提高绿色技术创新能力;提高企业管理水平,规范财务制度,加强信息披露,特别是绿色技术创新相关信息的披露,提高企业透明度,增强银行等金融机构对企业的信任,降低融资难度;积极参与绿色供应链建设,与上下游企业共同推动绿色制造,通过绿色供应链的协同效应,降低企业成本,提高企业竞争力,促进绿色技术创新成果的应用和推广。

参考文献

[1] 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(6): 173-188.

[2] 高磊, 杨晓丽. 绿色研发补贴与绿色技术创新——迎合视角的异质效应检验[J]. 技术经济, 2024, 43(3): 23-35.

[3] FLAMMER C. Corporate green bonds[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 499-516.

[4] 李超. 环保目标责任制对绿色技术创新的促进效应——基于省级面板数据的证据[J]. 国土资源科技管理, 2025, 42(4): 96-107.

[5] 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022(8): 1-17.

[6] FAN H C, PENG Y C, WANG H H, et al. Greening through finance[J]. Journal of Development Economics, 2021, 152(9): 1-17.

[7] 杨柳勇, 张泽野. 绿色信贷政策对企业绿色创新的影响[J]. 科学学研究, 2022, 40(2): 345-356.

[8] 曹廷求, 张翠燕, 杨雪, 等. 绿色信贷政策的绿色效果及影响机制——基于中国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 金融论坛, 2021, 26(5): 7-17.

[9] 滕云, 高辉. 基于PSM-DID模型的绿色信贷政策、融资约束与企业投资效率的关系研究[J]. 成都理工大学学报(社会科学版), 2020, 28(6): 52-60.

[10] LIU X, WANG E, CAI D. Green credit policy, property rights and debt financing: Quasi-natural experimental evidence from China[J]. Finance Research Letters, 2017, 29: 129-135.

[11] ANDERSEN D. Do credit constraints favor dirty production? Theory and plant-level evidence[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 84: 189-208.

[12] 华岳, 刘英杰, 逯建. 绿色信贷政策与污染企业绩效: 投融资约束与内部控制视角[J]. 技术经济, 2025, 44(1): 140-154.

[13] 蒋攀, 张雨涵, 刘樑. 组态视角下制造业企业绿色创新能力的提升路径研究[J]. 成都理工大学学报(社会科学版), 2025, 33(3): 1-15.

[14] CHANG K, WAN Q, LOU Q. Green fiscal policy and firms' investment efficiency: New insights into firm-level panel data from the renewable energy industry in China[J]. Renewable Energy, 2020, 151: 589-597.

[15] 季良玉. 技术创新对中国制造业产业结构升级的影响——基于融资约束的调节作用[J]. 技术经济, 2018, 37(11): 30-36.

[16] 叶翠红. 融资约束、政府补贴与企业绿色创新[J]. 统计与决策, 2021, 37(21): 184-188.

[17] 邓九生, 吴涛. 碳风险对企业融资约束和融资行为的影响[J]. 国土资源科技管理, 2025, 42(5): 103-117.

[18] 陈丽姗，傅元海. 融资约束条件下技术创新影响企业高质量发展的动态特征[J]. 中国软科学，2019(12)：108-128.
[19] MEGGINSON W，ULLAH B，WEI Z. State ownership，soft-budget constraints，and cash holdings：Evidence from China's privatized firms[J]. Journal of Banking & Finance，2014，48(11)：276-291.
[20] 马文涛，张朋，温军. 政府隐性担保与企业债务融资成本——来自中国上市公司的经验证据[J]. 中国经济问题，2023(2)：67-82.
[21] GOETZ M. Financing conditions and toxic emissions[J]. SAFE Working Paper Series，2019. DOI:10.2139/ssrn.3411137.
[22] 李超. 环保目标责任制对绿色技术创新的促进效应——基于省级面板数据的证据[J]. 国土资源科技管理，2025，42(4)：96-107.
[23] 丁杰，李仲飞，黄金波. 绿色信贷政策能够促进企业绿色创新吗？——基于政策效应分化的视角[J]. 金融研究，2022(12)：55-73.
[24] 王莉，吕健豪. 环保信用制度赋能民营企业绿色转型的学理基础及体系优化[J]. 成都理工大学学报(社会科学版)，2025，33(2)：1-14.
[25] 徐保昌，李佳慧，李思慧. 中国绿色信贷政策是否刺激了"创新泡沫"产生——企业绿色创新质量视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版)，2023，23(5)：44-60.
[26] 周肖肖，贾梦雨，赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济，2023(6)：43-61.
[27] 雷汉云，王旭霞. 环境污染、绿色金融与经济高质量发展[J]. 统计与决策，2020，36(15)：18-22.
[28] 朱向东，黄永源，朱晟君，等. 绿色金融影响下中国污染性产业技术创新及其空间差异[J]. 地理科学，2021，41(5)：777-787.
[29] 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(1)：1-13.
[30] 王玉林，曹思力，周亚虹. 绿色债券与企业绿色创新：内部治理与监督效应[J]. 经济学动态，2025(8)：133-152.
[31] 肖仁桥，肖阳，钱丽. 绿色金融、绿色技术创新与经济高质量发展[J]. 技术经济，2023，42(3)：1-13.
[32] 张同斌，刘文龙. 留抵退税改革、融资约束与企业产业链关联[J]. 管理世界，2024，40(3)：94-115.
[33] 张宇，钱水土. 绿色金融、环境技术进步偏向与产业结构清洁化[J]. 科研管理，2022，43(4)：129-138.
[34] 黎文靖，郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究，2016，51(4)：60-73.
[35] GU L，GUO J，WANG H. Corporate social responsibility，financing constraints，and the financialization of enterprises[J]. Journal of Financial Research，2020(2)：109-127.

Green Financial Policy，Financing Constraints and Manufacturing Green Technology Innovation

Wu Anbing[1]，Zhou Yueheng[2]，Wang Yinglong[3]，Huang Huan[4]，Pan Lin[5]

(1. School of Economics，Jiangxi University of Finance and Economics，Nanchang 330013，China；2. Research Center of Chinese Nation Inner Mongolia University，Hohhot 010021，China；3. School of Finance，Henan Finance University，Zhengzhou 451464，China；4. Business School，Chengdu University of Technology，Chengdu 610059，China；5. Internal Control and Supervision Department of Sichuan Institute of Atomic Energy，Chengdu 610059，China)

Abstract：Green finance policy is recognized as a critical bridge between finance and the environment，serving as a significant driving force for green innovation and green development. Data from 3462 listed manufacturing enterprises in China between 2000 to 2024 were utilized. A difference-in-differences (DID) model was employed to examine the impact of the 2012 "Green Credit Guidelines" on green technology innovation. The implementation of the "Green Credit Guidelines" is found to significantly improve the level of green technology innovation in manufacturing enterprises. Specifically，it promotes an increase in the number of green utility model patent applications，while its effect on enhancing green invention patents is not significant. Compared to non-state-owned manufacturing enterprises，the policy has a more pronounced effect on state-owned manufacturing enterprises. Compared to manufacturing enterprises in the central and western regions，a stronger effect is observed on manufacturing enterprises in the eastern region. The mechanism analysis indicates that green finance policy facilitates green technology innovation by alleviating corporate financing constraints，broadening access to external financing，and reducing financing costs. Policy recommendations are proposed from three perspectives. For commercial banks，green credit product innovation should be accelerated and green credit services optimized. For the government，the green finance system should be improved. For enterprises，strategic goals for green development should be established.

Keywords：green finance policy；green technology innovation；manufacturing enterprises；financing constraints；difference-in-differences (DID)