绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露的影响研究

刘艳霞，秦伟清，李 敏，邱永仁，游建宇

（北京化工大学经济管理学院，北京 100029）

摘要：绿色信贷贴息政策是我国引导企业绿色转型、助力“双碳”目标实现的重要财政金融工具，而企业碳信息披露是政策落地的重要微观传导节点。基于中国 A 股上市公司 2008—2023 年数据，采用多期双重差分模型，实证检验地方绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露的影响。研究发现，绿色信贷贴息政策的实施提升了企业碳信息披露质量，且结论通过了平行趋势检验、安慰剂检验等稳健性检验；机制分析表明，该政策主要通过激励企业绿色创新与提高媒体关注度促进企业碳信息披露质量的提升；异质性分析发现，融资约束强、地区环境规制力度弱的企业，绿色信贷贴息政策对碳信息披露质量具有更强的提升作用；经济后果检验发现，政策在促进企业碳信息披露质量提升的同时，能够显著促进企业价值的增长。不仅为绿色信贷贴息政策的效果提供了经验证据，而且拓展了推动企业高质量碳信息披露的可行路径。

关键词：绿色信贷贴息；碳信息披露；绿色创新；媒体关注度

中图分类号：F275.3 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)12－0139－14

在生态文明建设与“双碳”目标持续推动的战略背景下，中国经济逐步向绿色低碳发展模式转型，而企业作为能源消耗和碳排放的主要承担者，是推动产业结构优化与可持续发展的核心主体。为了引导社会资源进入低碳领域，建立透明、规范的企业碳信息披露制度显得至关重要，其不仅有助于社会资本识别相关绿色项目，同时也为政府和市场衡量企业碳治理绩效提供重要依据[1-2]。尽管碳信息披露日益受到各界重视，但在实际操作层面，企业仍暴露一定的局限性与负面效应。企业碳信息披露涉及复杂的核算技术和方法，碳设施的成本增加对企业短期绩效造成影响[3]，企业自愿性碳披露也存在规范性和统一性不足问题[4]，甚至为迎合相关政策而出现“漂绿”行为[5-6]并导致碳信息披露溢价损失[7]。如何推动企业由被动合规向主动进行实质性碳信息披露已成为碳治理的重要问题，而灵活使用制度安排和市场机制则被认为是实现这一目标的关键。

在绿色金融政策的发展过程中，绿色信贷始终发挥着核心作用。早在 2007 年，中国银监会联合多部门发布《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》，将环境合规纳入银行信贷风险管理流程；2012 年《绿色信贷指引》和 2016 年《关于构建绿色金融体系的指导意见》相继出台，进一步完善了绿色信贷的相关制度安排，明确提出“对于绿色信贷支持的项目，可按规定申请财政贴息支持”。政策重点由早期侧重对高污染企业的信贷约束向推行贴息、再贷款等多元化金融工具的激励政策转变[8]。与中央政策相配合，地方政府在实践中不断推出具体的绿色信贷贴息政策（以下简称“贴息政策”），通过对符合绿色标准的企业贷款给予利息补贴，在降低企业融资成本的同时增强政策的激励效果。

绿色信贷工具的发展为评估环境金融政策的微观治理效应提供契机，尽管已有研究关注到贴息政策对企业环境行为的影响[9-10]，但专门探讨贴息政策对碳信息披露质量的研究尚显不足。鉴于此，本文以地方贴息政策为准自然实验，实证检验该政策对企业碳信息披露质量的影响。研究发现：贴息政策的实施能够促进企业碳信息披露质量的提升，该结论在通过平行趋势检验、安慰剂检验等一系列稳健性检验后依然成立；机制分析表明，贴息政策主要通过激励企业绿色创新和提高媒体关注度两

收稿日期：2026-03-23

作者简介：刘艳霞（1989—），女，内蒙古四子王旗人，博士，副教授，硕士研究生导师，研究方向为公司财务与公司治理；秦伟清（2001—），男，陕西咸阳人，硕士研究生，研究方向为公司财务与公司治理；李敏（2001—），女，河北石家庄人，硕士研究生，研究方向为公司财务与公司治理；邱永仁（2001—），男，山东德州人，硕士研究生，研究方向为公司财务与公司治理；游建宇（2001—），男，福建莆田人，硕士研究生，研究方向为公司财务与公司治理。

个渠道促进碳信息披露质量的提升;异质性分析发现,在地区环境规制力度弱、企业融资约束强的样本中贴息政策对碳信息披露质量具有更强的提升作用;经济后果检验发现,绿色信贷贴息政策在促进企业碳信息披露质量的同时,能够显著促进企业价值的增长。

本文的边际贡献主要体现在以下方面:①拓宽了贴息政策的政策效应研究。当前对贴息政策的评估主要集中于缓解企业融资约束和防范企业"漂绿"等方面的直接作用[11-13]。证实了贴息政策在提升企业碳信息披露质量方面存在积极作用,补充了政策在企业信息披露治理方面的经验证据。②丰富了企业碳信息披露质量影响因素的文献。现有关于碳披露质量影响因素的研究多从内外部压力或企业特征出发[14-16],暂未关注地方的贴息政策。从绿色信贷贴息这一兼具财政和金融属性的政策工具出发,为驱动企业高质量碳信息披露提供了新的解释视角。③在一定程度上打开了贴息政策影响碳信息披露质量的黑箱。结合信号传递理论与声誉理论,厘清了政策发挥作用的双重机制,证实贴息政策主要通过激发绿色创新和提高媒体关注度促进碳信息披露质量的提升,为理解该政策的传导过程提供经验证据。

1 文献综述

1.1 绿色信贷政策相关研究

长期以来,中国的金融资源过度倾斜于高污染、高产值行业,由此引发的环境问题不容忽视[17]。已有研究指出改善生态环境不能只关注末端治理,更需借助金融手段引导资源流向,倒逼企业主动转型[18]。在此背景下,中国绿色金融体系中起步最早、覆盖面最广的金融产品——绿色信贷应运而生,其在引导资金流向绿色产业方面具有独特优势[19-20]。梳理相关文献,重点从宏观与微观两个维度,归纳一般绿色信贷政策所带来的经济后果。

从宏观层面看,现有文献主要集中于绿色信贷政策在经济、环境及金融层面所发挥的积极效应。首先,在宏观经济结构转型过程中,绿色信贷政策引导资金流向环保产业并倒逼高污染产业转型[21],促进了区域产业结构升级与绿色全要素生产率的提升[22-23]。其次,在环境治理方面,绿色信贷政策表现出区域碳减排效应[24]并降低"两高"企业的污染排放,改善城市环境质量[25,26]。最后,从金融稳定发展角度看,绿色信贷政策并未以牺牲金融稳定为代价,反而降低银行信贷风险[27-28],有效抑制了银行系统性风险[29-30]。

从微观层面看,遵循企业资金运动的内在逻辑,绿色信贷通过优化融资端的资金获取,进而引导资金流向绿色创新环节,最终改善企业的绿色生产活动。现有研究也主要集中于企业融资、绿色创新和绿色生产等方面。首先,在企业融资方面,绿色信贷政策能够有效抑制高污染企业的债务融资规模和期限[31-32],并改变污染企业的融资结构[33],提高股权融资占比[34];而针对绿色公司,政策则能够显著提升融资便利性[35],提高长期债务占比,改善企业债务结构[36]。其次,在绿色创新方面,绿色信贷政策提高了企业的绿色创新水平[18],且政策在促进企业实质性创新的同时抑制了策略性创新[10,37];此外,有学者发现政策效果受短期失败容忍的影响:当"倒逼效应"占主导时促进绿色创新,而当"挤出效应"或资源约束效应显著时则不利于企业绿色创新[34]。尤其是重污染企业,其陡增的融资约束与合规成本往往盖过"波特效应",通过采取保守策略削减研发投资[38],挤出了高质量绿色创新[32,39]。在绿色生产方面,绿色信贷政策通过影响高污染企业的生产端和处理端,增强其绿色治理效应[17],减少了企业单位产值的污染排放[40],降低了制造企业的能源消耗强度,提升能源效率[41]。

1.2 绿色信贷贴息政策相关研究

随着研究的深入,一些学者关注到了兼具金融属性与财政属性的贴息政策,并将其视为财政与金融政策协同治理环境问题的典型代表[42]。不同于一般的绿色信贷,贴息政策由地方财政补贴部分或全部贷款利息,具有更直接的资金让利特征,该政策设计能够将精准激励与监管约束相结合。一方面,通过财政补贴补齐银行利率低于市场利率的差额,激励银行提高绿色信贷供给,引导银行向绿色企业投入更多的信贷资金[12,43-44]。另一方面,第三方评估机构的引入,倒逼银行加强对绿色信贷业务的监督和信息甄别,从而遏制企业"漂绿"行为及绿色创新泡沫的产生[13,45]。同时,相较于一般信贷政策,贴息政策因涉及政府直接提供财政补贴,使得其与政府部门的联系更为紧密,政府也会参与调查审核、环境评估与后续审查的环节中,把控贴息资金安全[11]。此外,贴息政策不仅能提升企业的全要素生产率[46]与绿色出口质量[44],还能促进企业实质性绿色创新[47],并改善城市生态韧性[48]。

1.3 碳信息披露相关研究

碳信息披露作为体现企业环境治理成效的关

键手段,近年来吸引了学界的广泛关注。现有文献主要聚焦于碳信息披露的驱动因素与经济后果两大维度。

从驱动因素来看,研究表明企业碳信息披露是外部压力与内部资源能力共同作用的结果。一方面,政府压力、债权人压力、股东压力等利益相关方会正向影响到企业的碳信息披露[49]。除了利益相关者,媒体关注度也会影响上市公司的信息披露质量[50-51]。另一方面,企业内部资源如企业规模、财务杠杆、盈利能力,乃至企业数字化转型进程等均会影响企业管理层的披露意愿与决策[52]。

从经济后果来看,研究发现碳信息披露呈现正负两方面的影响。一方面,碳信息披露能够有效降低企业的债务融资成本[53-54],并长效提升企业的市场价值[55];另一方面,部分企业企图通过虚构绿色项目或进行低质量、表面化的碳信息披露来骗取信贷支持。此类"漂绿"行为,不仅降低投资者信心及债务融资水平,还带来碳信息披露的溢价损失[7],增加银行对合法性的风险感知,阻断企业后续的信贷渠道[19,56]。

1.4 绿色信贷政策对碳信息披露的相关研究

围绕绿色信贷政策对碳信息披露的影响,早期研究多聚焦于《绿色信贷指引》这一基础政策,学者普遍证实该政策能够通过信贷配给和融资约束发挥倒逼效应,改善受限企业的环境信息披露质量[19,57-58]。随着绿色信贷体系的不断深化,如《能效信贷指引》具有定向支持性质的政策工具相继推出,其能够通过提供资金支持来提升企业碳信息透明度[59]。然而以上政策仍存在局限性,企业可能通过"漂绿"等方式获取信贷支持[60],银行也难以识别企业披露的虚假信息[56]。针对存在的企业"漂绿"等问题,兼具财政与金融属性的绿色信贷贴息政策为此提供了新的政策思路,它通过政府与银行的双重把关,缓解了信息不对称,驱动企业披露真实碳信息。

1.5 研究评述

整体而言,学界对企业碳信息披露的驱动因素有了深入研究,但缺乏以绿色信贷贴息这一具体政策为外生冲击事件的实证研究。因此,以贴息政策为切入点,实证检验该政策能否提升企业碳信息披露质量。

绿色信贷政策相关研究为本文提供了重要的理论支撑,但在微观层面针对贴息政策的研究尚少。随着地方贴息政策的持续推进,越来越多企业受到该政策的影响,这为深入研究政策的具体影响及指导企业进行低碳转型提供了宝贵机会。碳信息披露驱动因素的研究为本文的机制探讨提供了文献基础,但尚未充分关注贴息政策对碳信息披露质量的影响。企业进行实质性碳信息披露不仅依赖内部的环保意识,更需要外部政策的激励。研究贴息政策对企业碳信息质量的影响能够为研究企业环境行为提供更全面的视角。

综上所述,虽然已有研究评估了整体绿色信贷政策的实施效果,但贴息政策对企业碳信息披露的影响仍有发掘空间。基于已有研究的不足,本文结合激励相容与信号传递理论,从绿色创新和媒体关注度两个方面厘清了贴息政策对碳信息披露质量的作用机制。此外,本文通过异质性分析,从地区环境规制力度和融资约束两个方面深入研究政策的差异化效果。最后,本文进行了经济后果检验,证实政策引致的碳信息披露质量提升能够有效促进企业市场价值的增长。对上述问题的探索,有助于深刻理解贴息政策的影响,为推动企业高质量碳信息披露提供经验参考。

2 理论分析与研究假设

2.1 绿色信贷贴息与碳信息披露质量

绿色信贷贴息作为中国绿色金融体系的重要工具,其由政府承担一定的利息补贴,通过杠杆作用吸引银行投入更多的信贷资金,将绿色项目的外部性内生化,激励企业履行环境社会责任[12]。作为引导性政策工具,贴息政策将环境效益与经济效益相挂钩,主要通过激励诱导和信号释放的双重机制驱动企业提升碳信息披露质量。

基于激励相容理论,贴息政策通过缓解融资约束与协调多方利益,为企业提升碳信息披露质量提供激励诱导。企业绿色项目能够通过绿色信贷政策获得更低利率的贷款和更长的贷款期限[35-36];在贴息政策下,政府负担部分或全部的绿色信贷利息,降低企业开展绿色项目的融资约束和付息成本,推动企业开展绿色项目和进行绿色转型[11]。作为绿色信贷的发行主体——商业银行等金融机构由于绿色项目在占用银行贷款额度的同时难以带来正常的收益,削弱其利润水平[61],缺乏为绿色项目提供信贷支持的动力;而贴息政策有利于降低绿色项目的信用风险,增强银行提供信贷资金的意愿,扩大绿色信贷规模[44]。在这一背景下,企业个体的融资需求、银行的风险管理诉求及政府鼓励绿色转型的政策目标实现了三方的激励相容[62]。贴息的预期收益对企业产生有效激励,促使其主动规范碳管理体系,提升碳信息披露质量。

基于信号传递理论,高质量的碳信息披露通过

缓解信息不对称与降低甄别成本，为企业获取贴息支持实现信号释放。在绿色项目的识别方面，政府、企业、金融机构三方之间仍存在较高的信息不对称，企业可能采取“漂绿”等迎合行为获得绿色金融政策的支持[55]。地方政府既需要对绿色项目提供贴息支持，也需要加强对绿色项目的识别，实现财政资金的精准投放，如湖州市便明确规定需根据企业的绿色等级实行差别化贴息。政府利用第三方机构开展绿色评估，防范“漂绿”问题的出现[12]，银行出于信贷风险管控的需要也会加大对绿色项目的甄别力度，在严格的审查环境下，优质企业有动机主动释放可靠信号增加绿色活动的可见度，区别于“漂绿”行为[45]。碳信息披露成为企业信号传递的关键载体，不仅降低了政府和金融机构的甄别成本，缓解三者之间的信息不对称，同时还有利于自身取得信贷贴息的支持。

综上所述，贴息政策通过资金红利对企业构成激励诱导，促使企业主动通过碳信息披露证明自身项目的绿色属性，缓解企业与政府部门、金融机构间的信息不对称。基于此，提出研究假设。

H1：绿色信贷贴息政策有助于企业提高碳信息披露质量。

2.2 绿色信贷贴息促进碳信息披露质量的作用机制

通过梳理现有文献，发现贴息政策主要通过企业绿色创新和媒体关注度对企业碳信息披露造成影响。

（1）贴息政策通过激励企业绿色创新促使碳信息披露质量的提升。贴息政策为企业开展绿色项目提供利息补贴，一方面，绿色创新活动具有长周期、高投入的项目特点[63]，企业受制于自身的资源禀赋，常面临融资瓶颈[64]，贴息政策则能够通过直接让利的方式缓解项目的付息压力并扩大信贷规模，支持企业开展绿色创新活动[43,47]；另一方面，绿色信贷具有的融资惩罚效应和投资抑制效应也能够倒逼企业转型，降低投融资成本[65]，这种奖惩并重的机制实现了政府环保目标与企业降本增效的激励相容，激发企业进行绿色创新的意愿。企业进行的绿色创新也具有知识溢出和环境溢出效果，能够通过知识的积累和利用提高绿色创新能力，提升资源利用效率，降低污染成本，提高环境绩效[66]，为高质量披露奠定基础。企业通过设备改造更新、工艺技术创新等，实现转型升级[67]，客观上提高了底层碳信息的采集和核算能力，降低碳信息披露的遵循成本，推动企业积极进行碳信息披露。最后，由于银行对企业绿色创新存在信息不对称，对项目的环保性识别存在困难[68]，拥有创新成果的企业具有极强的动机去释放自身的绿色信号[36]。企业进行高质量的碳信息披露成为企业绿色创新成果的重要传递路径[69-70]。

（2）贴息政策通过提高媒体关注度促使碳信息披露质量的提升。声誉理论认为，企业声誉来源于其产品质量和社会责任承担等因素，良好的声誉有助于增强企业利益相关者的信任[71]。企业对环境治理和绿色声誉提升的长期投入能够得到债权人的信任，对于绿色声誉较好的企业，其不仅能够获得更多的绿色信贷支持[72]，还向外传达企业的社会责任形象，提高企业财务绩效[73]。随着社会民众环保意识的加强和投资者对企业社会责任表现的关注，企业的绿色声誉成为新闻媒体关注的重点；根据信号理论，绿色信贷贴息作为财政资金的直接投入，还向外界释放了强烈的政策关注信号。其投放的准确性、公平性，是否真正运用于绿色项目也受到社会的关注。企业出于政府等社会压力和声誉的内在激励，会主动进行环境信息的披露来缓解信息不对称[74-75]。为取得更好的声誉，企业希望通过媒体来塑造其正面且良好发展的社会形象，而媒体出于社会责任，会加强对企业绿色转型进程和信息披露的识别，更进一步加大了社会关注程度，企业因为顾及媒体的监督作用而在信息披露方面做得更好[76]，最终促使企业提高碳信息披露质量。基于此，提出以下研究假设。

H2a：绿色信贷贴息政策能够通过绿色创新促进企业碳信息披露质量提升；

H2b：绿色信贷贴息政策能够通过提高媒体关注度促进企业碳信息披露质量提升。

3 研究设计

3.1 样本选择

2007年《关于落实环境保护政策法规防范信贷风险的意见》印发，标志中国绿色信贷政策正式进入全面落地实施阶段。因此，选取2008—2023年中国A股受绿色信贷政策重点影响行业①的上市公司

①绿色信贷贴息政策有明确的行业与项目范围限制，并非全行业普惠政策，核心以国家统一的绿色项目标准为底层依据，同时中央专项政策、地方落地政策会在此基础上做差异化的细化与侧重，参考中国人民银行、金融监管总局、中国证监会印发的《绿色金融支持项目目录（2025年版）》，包含行业如下（共43类核心行业）：节能降碳行业（C34、C35、C36、C38、C39等）、环境保护产业（C26、C35、C42、N77等）、资源循环利用产业（B06、B08、B09、C42等）、能源绿色低碳转型（C34、C35、C38、C44等）、生态保护修复和利用（A02、A03、A04、N77等）、基础设施绿色升级（C34、C35、E47、E48等）、绿色服务（I65、M74、M75等）、绿色贸易（F51、F52等）。

作为初始研究样本,以企业注册地所在城市实施绿色信贷贴息政策构建多期准自然实验,运用多期双重差分法开展实证分析。参照王馨和王营[18]、张春耕等[59]的处理方法,对初始样本进行如下筛选与清洗:剔除财务状况异常的 ST、*ST 上市公司样本;剔除核心变量存在严重缺失值的观测样本;为消除极端异常值对实证回归结果的干扰,对所有连续型变量进行上下 1%的缩尾处理。经过上述一系列样本筛选与数据清洗后,最终得到 9 670 个观测值。

3.2 变量定义

3.2.1 被解释变量

借鉴孙甲奎和朱小平[77]的做法,以国泰安中国股票市场与会计研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database,CSMAR 数据库)2008—2023 年中国上市公司年报碳信息披露指数作为企业碳信息披露质量的代理变量。碳信息披露指数为治理、风险与机遇、战略、目标等各明细碳披露指标加总后的总分之和,满分 50 分。

3.2.2 解释变量

采用多期交错双重差分模型,构建绿色信贷政策空间虚拟变量(Treat)、时间虚拟变量(Post)及其交乘项(Treat × Post)。其中空间虚拟变量表示 2008—2023 年期间实施绿色信贷贴息政策的城市取值为 1,否则为 0;时间虚拟变量表示年份属于绿色信贷贴息政策实施当年及以后年度赋值为 1,否则为 0。

3.2.3 中介变量

(1)绿色创新(Green),参考王馨和王营[18]的做法,使用企业发明和实用新型绿色专利的总申请量加 1 的自然对数。

(2)媒体关注度(New),借鉴柳学信等[78]的做法,使用网络媒体报道次数加 1 后取自然对数。

3.2.4 控制变量

参考颜剩勇等[79]的做法,对以下变量进行控制,包括企业规模(Size)、总资产净利润率(Roa)、企业成长性(Growth)、资产负债率(Lev)、现金流比率(Cashflow)、Top1(股权集中度)、两职合一(Dual)、上市年限(lnage)、固定资产占比(Fixed)、地区经济发展水平(GDP)。在此基础上,考虑了时间和行业固定效应。具体变量定义与度量方式如表 1 所示。

3.3 模型设定

由于各企业所处城市实施绿色信贷(贴现)政策的时间不同,从而形成错层的准自然实验。不同城市依次进行环保约谈,故而在同一期间内,同一城市既有可能是实验组,也可能是对照组,能够有效控制实验组与对照组之间的固有差异。基于以上假设分析,构建模型:

$$CDI_{it}=\alpha_0+\beta_1 Treat\times Post_{it}+\beta_2 control_{it}+\eta_{ind}+\gamma_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:i 为企业;t 为时间;CDI_{it} 为企业碳信息披露指数;Treat 等于 1 表示实验组,Treat 等于 0 表示对照组;若企业所在城市在 2008—2023 年实施了绿色信贷政策(或已实施绿色信贷政策),Post=1,否则 Post=0;η、γ 分别为行业和时间效应;control 为控制变量。

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	CDI	企业碳信息披露	用碳信息披露指数表示,采用内容分析法计算
解释变量	Treat	空间虚拟变量	若企业所在城市在 2008—2023 年实施了绿色信贷贴息政策,取值为 1,为实验组;否则取 0,为对照组
	Post	时间虚拟变量	绿色信贷贴息政策实施当年及以后的年度赋值为 1,否则取值为 0
中介变量	Green	绿色创新	ln(1+企业发明和实用新型绿色专利的总申请量)
	New	媒体关注度	ln(1+网络媒体报道次数)
控制变量	Size	企业规模	总资产的自然对数
	Roa	总资产净利润率	净利润除以平均总资产
	Growth	企业成长性	营业收入同比增长率
	Lev	资产负债率	负债总额/资产总额
	Cashflow	现金流比率	经营活动现金流量净额/总资产
	Top1	股权集中度	第一大股东持股比例
	Dual	两职合一	虚拟变量:董事长和总经理为同一人时取 1,否则取 0
	lnage	上市年限	企业成立年份到报表年度的时间取自然对数
	Fixed	固定资产占比	固定资产净额/总资产
	GDP	地区经济发展水平	各省份人均 GDP 指数

4　实证分析

4.1　描述性统计

如表 2 所示描述性统计结果，被解释变量企业碳信息披露质量(CDI)的全样本均值为 12.739，标准差为 9.139，最小值为 0.000，最大值为 42.000，说明样本期间内碳信息披露质量整体偏低，且存在显著的个体异质性，部分企业完全未进行碳信息披露，而部分企业已实现较高质量的披露，这与中国当前碳信息披露以“自愿披露为主，强制披露为辅”的制度现状相契合，也反映中国企业碳信息披露的规范化、系统化程度仍有待进一步提升；在控制变量方面，企业规模(Size)的均值为 22.470，标准差为 1.427，样本企业的规模分布较为均匀；资产负债率(Lev)均值为 0.477，表明样本企业整体资产负债结构处于合理区间，不存在普遍的高杠杆经营问题；其余控制变量的均值与标准差均处于合理区间，未出现明显的异常分布特征。

表 2　描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CDI	9 670	12.739	9.139	0.000	42.000
Treat	9 670	0.523	0.499	0.000	1.000
Post	9 670	0.571	0.495	0.000	1.000
Green	9 670	1.300	1.437	0.000	5.407
New	9 670	4.903	1.023	0.693	7.810
Size	9 670	22.470	1.427	19.868	26.535
Roa	9 670	0.031	0.057	−0.224	0.179
Growth	9 670	0.155	0.357	−0.530	1.978
Lev	9 670	0.477	0.203	0.062	0.894
Cashflow	9 670	0.045	0.064	−0.151	0.226
Top1	9 670	0.346	0.153	0.085	0.739
Dual	9 433	0.259	0.438	0.000	1.000
lnage	9 670	2.950	0.325	1.946	3.611
Fixed	9 670	0.224	0.171	0.004	0.738
GDP	9 670	106.304	2.919	100.000	114.400

4.2　基准回归结果

采用多期双重差分模型分析绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露的核心影响效应，回归结果如表 3 所示。列(1)为仅控制行业与年份固定效应，不加入控制变量的结果，绿色信贷贴息政策交乘项的回归系数为 1.218，在 1%的统计水平上显著为正；列(2)为加入其他控制变量的回归结果，绿色信贷贴息政策交乘项的系数为 0.761，也在 1%的统计水平上依旧显著为正，这说明了绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露质量具有显著的促进作用，H1 得到了验证。

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)
	CDI	CDI
Post×Treat	1.218***	0.761***
	(6.23)	(4.40)
Size		2.773***
		(45.71)
Roa		5.295***
		(3.65)
Growth		0.213
		(1.08)
Lev		−2.040***
		(−4.55)
Cashflow		−3.003***
		(−2.59)
Top1		0.570
		(1.24)
Dual		−0.703***
		(−4.52)
lnage		−0.826***
		(−3.36)
Fixed		3.392***
		(6.42)
GDP		0.082**
		(1.99)
常数项	12.395***	−55.947***
	(133.70)	(−12.05)
行业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测值	9 670	9 670
调整后 R^2	0.359	0.518

注：括号内为检验 t 值；*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

4.3　稳健性检验

4.3.1　平行趋势检验

为了确保在绿色信贷贴息政策实施前，实施组与对照组的结果变量满足共同的时间趋势，进行了平行趋势检验，借鉴 Bakke 等[80]的做法，构建模型：

$$CDI_{it} = \alpha_0 + \sum \beta_t Treat \times Post_{it} + \delta control_{it} + \eta_{ind} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中：Treat×Post 为交乘项，Treat＝1 为实验组，Treat＝0 为对照组；$Post_{it}$ 为时间 0～1 变量，包括 $Post_{i,-4}$(政策实施前第 4 年)、$Post_{i,-3}$(政策实施前第 3 年)、$Post_{i,-2}$(政策实施前第 2 年)、$Post_{i,-1}$(政策实施前第 1 年)、$Post_{i0}$(政策实施当年)、…、$Post_{i4}$(政策实施后第 4 年)；η、γ 分别为行业和时间效应。若在 $t \geqslant 0$ 时，β_t 显著异于 0，则说明满足平行趋势假设，反之，则说明不满足。

如图 1 所示，绿色信贷贴息政策实施前的企业碳信息披露与绿色信贷贴息政策的相关系数在 0 附近波动，且在 95%的置信区间内包含 0，说明在绿色

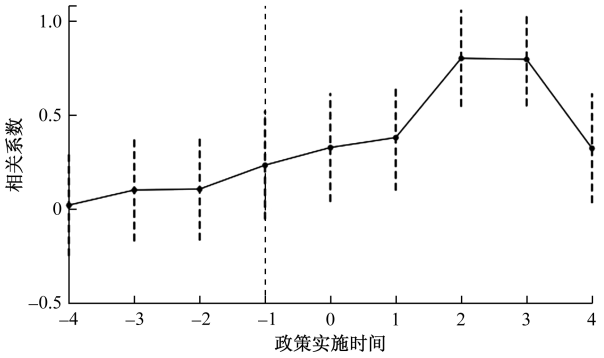


图 1　平行趋势检验

信贷贴息政策实施之前,实验组与对照组拥有平行的发展趋势。在政策实施后,系数显著为正,表明绿色信贷贴息政策的实施能够有效激励企业进行碳信息的披露。

4.3.2　安慰剂检验

为了增加实验的可靠性,随机抽取绿色信贷贴息政策实施的时间与受影响企业所在城市构成研究样本,并重复 500 次基准回归,图 2 为检验结果,根据安慰剂检验的结果可知,随机样本系数集中分布在 0 附近,且绝大多数系数对应的 P 大于 0.1,不具备统计显著性,同时,距离基准回归所预估的系数较远,由此可知,绿色信贷贴息政策的实施对企业碳信息披露的影响没有受到不可观测因素或偶然因素的影响,进一步证明基准回归结论的稳健性。

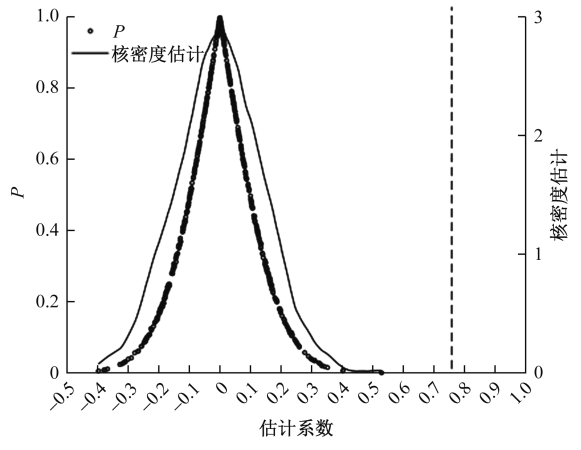


图 2　安慰剂检验

4.3.3　多期 DID 存在的异质性问题

参考汤玉刚和张鹤鹤[81]的做法,考虑到双向固定效应(TWFE)在渐进 DID 模型中可能产生的偏误,借鉴 Callaway 等[82]的方法,使用 CS 小组(group),分别估计不同组别的处理效应,通过特定策略对不同组别的处理效应进行加总计算,进而计算平均处理效应。具体结果如表 4 所示,四种不同类型的平均处理效应能够说明,绿色信贷贴息政策能够显著提升企业碳信息披露质量。

表 4　多期 DID 存在的异质性问题

变量	简单加权平均处理效应	动态平均处理效应	日历平均处理效应	分组平均处理效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
Simple ATT	0.541*** (3.63)			
Pre_avg		0.043 (0.41)		
Post_avg		0.658*** (5.62)		
CAverage			0.262*** (2.89)	
CAverage				0.498*** (3.37)

注:括号内为检验 t 值;*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

4.3.4　加入固定效应

为进一步控制城市层面不可观测的非时变因素对回归结果的干扰,在基准回归的基础上,额外增加城市固定效应进行检验,结果如表 5 列(1)所示。政策交乘项的系数为 0.518,在 5%的统计水平上显著为正,与基准回归结论一致,表明在控制了更严格的固定效应后,政策的促进作用依然显著存在。

4.3.5　滞后效应

考虑到政策实施对企业披露行为的影响可能存在时间滞后性,同时为缓解潜在的反向因果内生性问题,将核心解释变量滞后一期进行回归。结果如表 5 列(2)所示,交乘项系数为 0.664,在 1%的水平上显著,表明政策的促进作用存在滞后效应,同时,核心结论不受反向因果问题的干扰。

4.3.6　替换被解释变量

为了避免核心结论依赖于被解释变量的衡量方式,替换碳信息披露质量的衡量口径,采用“企业年报中碳信息相关词频数×100/年报总词频数”作为替代被解释变量,回归结果如表 5 列(3)所示,政策交乘项的系数为 0.001,在 5%的水平上显著为正,与基准回归结论完全一致,表明核心结论不随被解释变量的衡量方式变化而改变。

4.4　机制检验

基准回归验证了绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露的促进作用,借鉴温忠麟等[83]的做法,进一步采用中介效应三步法,检验政策发挥作用的两条核心传导路径——企业绿色创新和媒体关注,以验证 H2a 与 H2b,具体模型如下。

表 5　加入固定效应、滞后效应与替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)
	CDI	CDI_{t+1}	CDI_{-2}
Post×Treat	0.518**	0.664***	0.001**
	(2.12)	(3.39)	(2.34)
Size	2.765***	2.840***	0.002***
	(43.76)	(42.61)	(14.26)
Roa	5.361***	4.935***	0.003
	(3.69)	(2.99)	(1.19)
Growth	0.036	0.756***	0.001
	(0.18)	(3.48)	(1.49)
Lev	−1.933***	−2.170***	−0.000
	(−4.16)	(−4.39)	(−0.13)
Cashflow	−3.056***	−1.719	−0.003
	(−2.67)	(−1.35)	(−1.28)
Top1	0.137	0.989**	0.001
	(0.28)	(1.98)	(1.61)
Dual	−0.672***	−0.753***	−0.000
	(−4.24)	(−4.41)	(−1.61)
lnage	−0.746***	−0.832***	0.000
	(−2.87)	(−3.14)	(0.70)
Fixed	3.189***	2.931***	0.007***
	(5.71)	(5.05)	(6.39)
GDP	0.039	0.067	−0.000
	(0.78)	(1.54)	(−0.68)
常数项	−51.182***	−55.440***	−0.027***
	(−9.27)	(−11.26)	(−2.96)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	No	No
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	9 670	8 221	9 670
调整后 R^2	0.554	0.514	0.400

注：括号内为检验 t 值；*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

$$Z_{it}=\theta_0+\theta_1\,\mathrm{Treat}_{it}\times\mathrm{Post}_{it}+\theta_2\,\mathrm{control}_{it}+\eta_{\mathrm{ind}}+\gamma_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\mathrm{CDI}_{it}=\alpha_0+\beta_1\,\mathrm{Treat}\times\mathrm{Post}_{it}+\beta_2 Z_{it}+\beta_3\,\mathrm{control}_{it}+\eta_{\mathrm{ind}}+\gamma_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中：Z_{it} 为机制变量，包括企业绿色创新(Green)与媒体关注(New)。模型(3)为检验绿色信贷贴息政策对中介变量的影响；模型(4)是在模型(1)的基础上再加入中介变量。

4.4.1　绿色创新的中介效应检验

首先检验绿色创新在政策与企业碳信息披露之间的中介作用，检验结果如表 6 列(1)和列(2)所示。中介效应第一步的基准回归已经验证政策对碳信息披露的显著促进作用；第一步以绿色创新(Green)为被解释变量进行回归，绿色信贷贴息政策的系数为 0.195，在 1%的统计水平上显著为正，表明绿色信贷贴息政策的实施能够显著激励企业开展绿色创新活动；第二步将绿色信贷贴息政策与绿色创新同时纳入模型对碳信息披露质量进行回归，政策交乘项的系数为 0.571，绿色创新的系数为 0.972，都在 1%的统计水平上显著为正，表明企业绿色创新水平的提升能够显著推动碳信息披露质量提高。

上述结果表明，绿色信贷贴息政策在直接促进企业碳信息披露质量提升的同时，还能通过降低绿色项目融资成本、激励企业开展绿色创新活动，向政府、金融机构与资本市场传递自身绿色创新成果，缓解信息不对称等方式，间接提升企业碳信息披露的质量，由此 H2a 得到验证。

4.4.2　媒体关注的中介效应检验

进一步检验媒体关注在政策与企业碳信息披露之间的中介作用，检验结果如表 6 列(3)和列(4)所示。第一步以媒体关注(New)为被解释变量进行

表 6　机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Green	CDI	New	CDI
Post×Treat	0.195***	0.571***	0.090***	0.740***
	(6.63)	(3.34)	(4.35)	(4.27)
Green		0.972***		
		(16.28)		
New				0.001***
				(3.14)
Size	0.615***	2.175***	0.413***	2.673***
	(59.48)	(30.99)	(57.17)	(39.00)
Roa	−0.269	5.557***	0.389**	5.333***
	(−1.09)	(3.89)	(2.25)	(3.68)
Growth	−0.008	0.221	0.114***	0.215
	(−0.24)	(1.14)	(4.86)	(1.09)
Lev	−0.151**	−1.893***	0.126**	−2.008***
	(−1.98)	(−4.28)	(2.35)	(−4.48)
Cashflow	−0.248	−2.762**	0.247*	−3.131***
	(−1.26)	(−2.42)	(1.79)	(−2.70)
Top1	−0.227***	0.790*	−0.128**	0.543
	(−2.89)	(1.74)	(−2.34)	(1.18)
Dual	0.077***	−0.777***	0.104***	−0.723***
	(2.90)	(−5.07)	(5.60)	(−4.65)
lnage	−0.284***	−0.550**	−0.096***	−0.798***
	(−6.79)	(−2.26)	(−3.29)	(−3.25)
Fixed	−1.439***	4.791***	−0.205***	3.479***
	(−15.99)	(9.07)	(−3.25)	(6.58)
GDP	−0.009	0.091**	0.004	0.083**
	(−1.32)	(2.24)	(0.90)	(2.03)
常数项	−10.269***	−45.968***	−4.626***	−54.105***
	(−12.98)	(−9.95)	(−8.36)	(−11.57)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	9 670	9 670	9 670	9 670
调整后 R^2	0.435	0.531	0.458	0.519

注：括号内为检验 t 值；*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

回归,绿色信贷贴息政策的系数为0.090,在1%的统计水平上显著为正,表明绿色信贷贴息政策的实施能够较为显著地吸引媒体关注,强化对企业的关注与监督;第二步将政策交乘项与媒体关注同时纳入模型对碳信息披露进行回归,媒体关注的系数为0.001,在1%的统计水平上显著为正,表明媒体对企业关注度的提升能够显著倒逼企业提高碳信息披露质量,同时政策交乘项的系数仍为0.740,在1%的统计水平上显著为正,与基准回归结果保持一致。

上述结果表明,绿色信贷贴息政策一方面能够直接促进企业提高碳信息披露质量,另一方面通过吸引新闻媒体与社会公众的关注,强化外部监督压力,倒逼企业提升碳信息披露水平,由此H2b得到验证。

最后,通过Bootstrap方法检验绿色创新与媒体关注的中介渠道是否显著存在,结果如表7所示,二者的置信区间均不包含0,说明中介效应均显著存在,由此,进一步验证了H2a和H2b,绿色信贷贴息政策能通过激励企业开展绿色创新,以吸引媒体关注来促进企业碳信息披露质量的提升。

表7 基于Bootstrap方法的绿色创新与媒体关注中介效应检验结果

变量	效应类型	效应值	95%置信区间	抽样次数
Green	直接效应	2.639***	[2.241, 3.036]	1 000
	间接效应	0.445***	[0.357, 0.533]	1 000
New	直接效应	3.158***	[2.750, 3.570]	1 000
	间接效应	0.045***	[0.007, 0.086]	1 000

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

5 进一步分析

5.1 异质性

基于本文核心的激励相容理论与信号传递理论分析框架,政策激励效应的释放高度依赖外部制度环境与企业内部禀赋特征。因此,进一步从地区层面的环境规制与企业层面的融资约束两个方面讨论绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露质量的异质性特征。

5.1.1 环境规制

不同地区环境规制的执行力度会对企业环境治理决策与碳信息披露行为产生不同的影响。为此,参考杜龙政等[84]的研究度量方法,选取省份层面每万元工业增加值对应的工业污染治理完成投资额,作为地区环境规制强度的衡量指标;以该指标的年度全国均值为临界值,将高于年度均值的省份划分为环境规制力度强组,其余省份划分为环境规制力度弱组,再依据企业注册地所属省份完成样本匹配与分组,以此检验绿色信贷贴息政策效果的环境规制力度异质性。

结果如表8列(1)和列(2)所示,在环境规制力度较强的子样本中,绿色信贷贴息政策的系数为0.635,在5%的统计水平上显著;在环境规制力度较弱的子样本中,政策交乘项的回归系数为0.676,在1%的统计水平上显著,且Chow检验组间差异显著,说明无论环境规制力度强弱,绿色信贷贴息政策均能对企业碳信息披露质量产生显著的提升作用;且相较于环境规制力度较强的地区,政策在环境规制力度较弱的地区展现了更强的边际激励效应,能够有效弥补地方环境监管的不足。

5.1.2 融资约束

参考鞠晓生等[85]、连玉君等[86]的研究方法,采用SA指数衡量企业的融资约束程度,SA指数绝对值越大,代表企业面临的融资约束越强。以年度融资约束均值为临界值,将样本划分为融资约束强组与融资约束弱组,开展分组回归检验。结果如表8列(3)和列(4)所示,在融资约束强的组别中,绿色信贷贴息政策的系数为1.080,在1%的统计水平上显著;在融资约束弱的组别中,绿色信贷贴息政策的系数为0.401,仅在10%的统计水平上显著,且Chow检验组间差异显著,表明绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露质量的正向激励效应,在融资约束更强的企业中更为突出。

这一结果与激励相容理论的核心逻辑高度契合。对于面临强融资约束的企业而言,其绿色项目的投融资需求难以通过常规信贷渠道得到满足,绿色信贷贴息政策带来的利息补贴与信贷支持,能够直接缓解其融资瓶颈,大幅降低绿色项目的融资成本。因此,企业具有极强的动机通过提升碳信息披露质量,向政府与金融机构传递自身绿色经营的合规信号,以持续获取贴息政策支持。而对于融资约束较弱的企业,其自身资金相对充裕,对贴息政策带来的资金激励敏感度较低,因此政策对其碳信息披露质量的边际提升效应也相对有限。

5.2 经济后果检验

上述研究结果表明,绿色信贷贴息政策能够显著提升企业碳信息披露质量,那么绿色信贷贴息政策引致的企业碳信息披露质量提升,是否会进一步对企业价值产生积极影响,最终赋能企业高质量发展?从现有相关研究与理论逻辑来看,一方面,高

表 8　异质性分析

变量	环境规制		融资约束	
	环境规制力度强	环境规制力度弱	融资约束强	融资约束弱
	(1)	(2)	(3)	(4)
Post×Treat	0.635**	0.676***	1.080***	0.401*
	(2.41)	(2.78)	(4.33)	(1.67)
Size	3.025***	2.556***	2.823***	2.629***
	(31.89)	(32.02)	(35.63)	(24.38)
Roa	5.142**	6.149***	3.292	6.628***
	(2.42)	(3.09)	(1.55)	(3.32)
Growth	0.227	0.130	0.661**	−0.227
	(0.74)	(0.50)	(2.31)	(−0.83)
Lev	−1.879***	−2.009***	−2.010***	−2.097***
	(−2.83)	(−3.28)	(−3.02)	(−3.38)
Cashflow	−5.655***	−0.372	−3.359**	−2.169
	(−3.31)	(−0.24)	(−2.02)	(−1.34)
Top1	0.035	1.178*	−0.281	1.544**
	(0.05)	(1.91)	(−0.43)	(2.36)
Dual	−0.734***	−0.636***	−0.616***	−0.947***
	(−3.35)	(−2.88)	(−2.88)	(−4.14)
lnage	−0.620*	−1.181***	−0.428	0.129
	(−1.70)	(−3.52)	(−1.03)	(0.22)
Fixed	2.660***	4.097***	3.097***	3.365***
	(3.13)	(6.05)	(4.11)	(4.48)
GDP	−0.119	0.118**	0.119**	0.065
	(−1.27)	(2.53)	(2.05)	(1.10)
常数项	−40.345***	−54.511***	−61.810***	−54.191***
	(−4.01)	(−9.95)	(−9.52)	(−7.68)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 433	5 237	4 614	5 056
调整后 R^2	0.480	0.552	0.571	0.452
Chow test	−0.935***		0.966***	

注：括号内为检验 t 值；*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

质量的碳信息披露能够有效缓解企业与投资者、债权人等利益相关方之间的信息不对称，降低企业的融资成本与代理成本，优化企业资源配置效率，进而对企业长期市场价值形成正向支撑[87]；另一方面，碳信息披露质量的提升，能够向资本市场传递企业积极履行环境社会责任、践行绿色发展理念的积极信号，帮助企业塑造良好的绿色声誉，增强投资者的长期信心，从而获得资本市场的估值溢价[3]。同时，绿色信贷贴息政策本身能够通过降低企业融资成本、激励企业绿色创新，直接对企业价值产生积极影响，而碳信息披露质量的提升则会进一步放大这一正向效应。基于此，进一步检验绿色信贷贴息政策及其对企业碳信息披露质量的提升能否提高企业价值。

参考孙晓华等[7]的方法，分别采用托宾 Q（Tobin Q）与市净率（PB）作为企业价值的代理变量，检验绿色信贷贴息政策与企业碳信息披露对企业未来价值的影响。结果如表 9 所示，列（1）和列（2）的被解释变量为滞后一期的托宾 Q，列（3）和列（4）的被解释变量则为滞后一期的市净率。其中，列（1）和列（3）中绿色信贷贴息政策的系数分别为 0.079、0.281，均在 1%的统计水平上显著为正，说明绿色信贷贴息政策的实施能够显著提升企业未来的市场价值。列（2）和列（4）在基准模型基础上加入企业碳信息披露质量后，绿色信贷贴息政策的系数分别为 0.073、0.262，同时碳信息披露质量的系数分别为 0.008、0.025，均在 1%的水平上显著为正。由此可知，绿色信贷贴息政策不仅能够直接促进企业未来价值提升，还能够通过提高企业碳信息披露质量进一步对企业价值产生正向驱动作用，政策对企业碳信息披露质量的提升效应最终会传导至企业价值层面。

表 9　经济后果检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	L. Tobin Q	L. Tobin Q	L. PB	L. PB
Post×Treat	0.079***	0.073***	0.281***	0.262***
	(2.84)	(2.62)	(4.05)	(3.77)
CDI		0.008***		0.025***
		(4.51)		(5.76)
Size	−0.317***	−0.338***	−0.993***	−1.058***
	(−33.60)	(−32.27)	(−41.95)	(−40.38)
Roa	0.927***	0.899***	−0.651	−0.741
	(3.97)	(3.85)	(−1.11)	(−1.27)
Growth	0.119***	0.117***	0.524***	0.517***
	(3.87)	(3.80)	(6.79)	(6.71)
Lev	−0.267***	−0.247***	3.591***	3.655***
	(−3.82)	(−3.53)	(20.48)	(20.84)
Cashflow	1.233***	1.254***	2.663***	2.731***
	(6.84)	(6.96)	(5.89)	(6.05)
Top1	0.069	0.063	0.641***	0.623***
	(0.97)	(0.89)	(3.62)	(3.52)
Dual	0.089***	0.094***	0.358***	0.373***
	(3.67)	(3.87)	(5.90)	(6.16)
lnage	−0.012	−0.006	−0.232**	−0.213**
	(−0.31)	(−0.16)	(−2.46)	(−2.27)
Fixed	−0.262***	−0.290***	−1.243***	−1.333***
	(−3.19)	(−3.52)	(−6.03)	(−6.46)
GDP	−0.024***	−0.025***	−0.071***	−0.073***
	(−3.94)	(−4.04)	(−4.62)	(−4.76)
常数项	11.590***	12.006***	31.683***	33.015***
	(16.62)	(17.09)	(18.12)	(18.76)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8 120	8 120	8 120	8 120
调整后 R^2	0.326	0.328	0.313	0.316

注：括号内为检验 t 值；*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

6 结论与建议

6.1 结论

推进绿色信贷贴息政策落地是我国统筹财政与金融政策协同、引导企业绿色低碳转型、助力“双碳”目标实现的重要制度创新。为探究绿色信贷贴息政策对微观企业碳信息披露质量的影响,本文利用各城市陆续实施的绿色信贷贴息政策作为外生政策冲击,实证检验了该政策对企业碳信息披露质量的影响、作用机制与异质性特征,同时进一步考察了政策引致的碳信息披露质量提升所带来的经济后果,通过一系列实证分析,得出主要研究结论如下。

(1)绿色信贷贴息政策能够显著提升企业碳信息披露质量。实证结果表明,政策实施对企业碳信息披露质量呈现显著的正向驱动作用,该结论经过平行趋势检验、安慰剂检验等一系列稳健性检验后依然成立,证实了绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露的正向激励效应具有稳健性与可靠性。

(2)绿色信贷贴息政策主要通过激励企业绿色创新与提高媒体关注度双重路径,推动企业碳信息披露质量提升。机制分析表明,一方面,政策通过财政贴息直接降低绿色项目融资成本、缓解企业融资约束,有效激励企业开展实质性绿色创新活动,而绿色创新成果的信号传递需求,进一步驱动企业完善碳核算体系、提升碳信息披露质量;另一方面,政策实施释放了强烈的绿色发展政策信号,显著提高了企业的媒体关注度,强化了外部舆论监督效应,倒逼企业规范碳管理流程、提升碳信息披露的透明度与完整性。

(3)绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露质量的提升效应存在显著的异质性特征。从地区层面来看,政策效应在环境规制力度较弱的地区更为显著,能够有效弥补地方环境行政监管的不足;从企业层面来看,对于融资约束较强的企业,绿色信贷贴息政策对碳信息披露质量的提升作用更为突出,政策的边际激励效应存在明显的企业禀赋差异。

(4)绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露质量的提升作用,最终会传导至企业价值层面,显著促进企业未来市场价值的增长,赋能企业高质量发展。经济后果检验发现,政策实施不仅能够直接提升企业未来的托宾 Q 与市净率,还能通过推动碳信息披露质量提升,进一步放大对企业价值的正向驱动效应,实现了环境治理效益与企业经济效益的协同提升,验证了政策在微观层面的长期价值创造能力。

6.2 建议

持续深化财金政策协同,完善绿色信贷贴息制度体系。基于绿色信贷贴息政策对企业碳信息披露质量的显著提升效应,持续深化财政与金融政策协同联动,完善政策顶层设计与落地细则,最大化释放政策激励效能。企业层面,主动把握政策红利,将低碳转型纳入长期发展战略,建立系统化的碳管理、核算与披露体系,规范披露内容、提升信息质量,通过高质量碳信息披露缓解信息不对称,实现绿色转型与经营发展的良性循环。政府层面,完善贴息政策制度框架,明确项目准入标准、贴息比例与周期,建立全流程审核监管与绩效评价机制,引入第三方机构开展绿色项目评估与碳信息鉴证,防范“漂绿”行为;同时加快构建全国统一的企业碳信息披露制度框架,明确披露标准与核算口径,推动碳信息披露向强制性、规范化转型。

实施差异化政策设计,兼顾政策普惠性与针对性。针对政策效应的异质性特征,通过差异化政策设计与精准化资源倾斜,兼顾政策普惠性与针对性,最大化边际效益。企业层面,结合自身资源禀赋制定差异化低碳发展策略:融资约束较强的企业应依托政策缓解融资瓶颈,加大绿色研发投入,以高质量碳信息披露拓宽融资渠道;政府层面,推动贴息政策与环境规制形成互补,加大环境规制薄弱地区政策实施力度,针对高污染企业设置阶梯式贴息标准,将贴息比例与碳减排成效、披露质量直接挂钩,倒逼企业提升碳管理水平。

打通政策传导链条,强化政策长期激励效应。基于政策通过绿色创新、媒体关注两大渠道发挥作用,并最终赋能企业价值增长的结论,打通政策传导全链条,强化长期激励效应,推动企业绿色低碳高质量发展。企业层面,以政策为契机加大绿色技术研发投入,聚焦节能降碳、清洁能源等领域开展实质性创新,夯实碳信息披露的底层基础;同时加强与媒体良性互动,及时透明披露低碳转型进展,借助舆论监督与传播效应塑造绿色声誉,将环境治理成效转化为长期市场价值。政府层面,建立长效激励机制,将贴息政策与企业绿色创新成效、碳信息披露质量深度绑定,对优质企业给予更高比例、更长周期的贴息支持,持续激发企业内生动力;同时引导媒体与社会公众参与碳治理监督,构建政府监管、市场激励、舆论监督、企业自律的多元共治体系,巩固政策长期实施效果,助力“双碳”目标实现。

参考文献

[1] 李秀玉，史亚雅. 绿色发展、碳信息披露质量与财务绩效[J]. 经济管理，2016，38(7)：119-132.

[2] 温素彬，周鏊鏊. 企业碳信息披露对财务绩效的影响机理——媒体治理的“倒U型”调节作用[J]. 管理评论，2017，29(11)：183-195.

[3] 宋晓华，蒋潇，韩晶晶，等. 企业碳信息披露的价值效应研究——基于公共压力的调节作用[J]. 会计研究，2019(12)：78-84.

[4] 宫宁，李瑾，罗崇佳，等. 高碳排放行业企业碳信息披露动机及经济后果研究——基于上市公司的实证分析[J]. 证券市场导报，2024(5)：14-24.

[5] 黄溶冰，陈伟，王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J]. 经济社会体制比较，2019(3)：81-93.

[6] SIDDIQUE M A，KARIM S，HAQUE M R，et al. The truth behind sustainability claims：examining carbon risk，ESG disclosures and greenwashing[J]. International Review of Financial Analysis，2026，109：104735.

[7] 孙晓华，车天琪，马雪娇. 企业碳信息披露的迎合行为：识别、溢价损失与作用机制[J]. 中国工业经济，2023(1)：132-150.

[8] 王遥，潘冬阳，彭俞超，等. 基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究，2019(11)：1-18.

[9] 李佳，刘英倩. 鱼和熊掌可否兼得：绿色信贷贴息政策与企业绿色转型[J]. 金融监管研究，2024(11)：3-23.

[10] 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(8)：117-130.

[11] 何志婵，冯鲍，方舒. 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[J]. 财政研究，2024(11)：95-113.

[12] 洪祥骏，林娴，陈丽芳. 地方绿色信贷贴息政策效果研究——基于财政与金融政策协调视角[J]. 中国工业经济，2023(9)：80-97.

[13] 雷汉云，李棋，余明桂. 财政金融协同与企业绿色技术创新——基于地方绿色信贷贴息的准自然实验[J]. 中南财经政法大学学报，2025(5)：70-81.

[14] 崔也光，李博，孙玉清. 公司治理、财务状况能够影响碳信息披露质量吗？——基于中国电力行业上市公司的数据[J]. 经济与管理研究，2016，37(8)：125-133.

[15] 邹玉友，马天一，田国双. 制度同构压力、企业生命周期与碳信息披露质量[J]. 统计与信息论坛，2022，37(12)：78-88.

[16] COHEN S，KADACH I，ORMAZABAL G. Institutional investors，climate disclosure and carbon emissions[J]. Journal of Accounting and Economics，2023，76(2)：101640.

[17] 黄晓琪，宋敏，李虎. 绿色信贷政策的绿色治理效应：基于中国工业企业的研究[J]. 中国软科学，2024(10)：142-152.

[18] 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.

[19] XING C，ZHANG Y，TRIPE D. Green credit policy and corporate access to bank loans in China：the role of environmental disclosure and green innovation[J]. International Review of Financial Analysis，2021，77：101838.

[20] ZHANG S，JIN M，XIE M，et al. Environmental policy and corporate green innovation：the role of penalties，taxes and subsidies in China[J]. Journal of Environmental Management，2025，392：126730.

[21] 高锦杰，张伟伟. 绿色金融对我国产业结构生态化的影响研究——基于系统GMM模型的实证检验[J]. 经济纵横，2021(2)：105-115.

[22] 李毓，胡海亚，李浩. 绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析——基于中国省级面板数据[J]. 经济问题，2020(1)：37-43.

[23] 刘传江，张劭辉，李雪. 绿色信贷政策提升了中国重污染行业的绿色全要素生产率吗？[J]. 国际金融研究，2022(4)：3-11.

[24] 孙少岩，王笑音，高翠云. 绿色信贷能发挥碳减排效应吗？[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(8)：37-47.

[25] 蔡海静，汪祥耀，谭超. 绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J]. 会计研究，2019(3)：88-95.

[26] SU C W，UMAR M，GAO R. Save the environment，get financing！ how China is protecting the environment with green credit policies？[J]. Journal of Environmental Management，2022，323：116178.

[27] 孙光林，王颖，李庆海. 绿色信贷对商业银行信贷风险的影响[J]. 金融论坛，2017，22(10)：31-40.

[28] 张长江，张玥. 绿色信贷能提高商业银行绩效吗？——基于绿色声誉的中介效应[J]. 金融发展研究，2019(7)：70-76.

[29] 顾海峰，卞雨晨. 绿色信贷能否缓解银行系统性风险——基于中国22家上市银行的证据[J]. 经济理论与经济管理，2022，42(11)：42-56.

[30] LEE C C，XIAO Q，ZHANG X. Green credit and systemic risk：from the perspectives of policy and scale[J]. The North American Journal of Economics and Finance，2025，77：102402.

[31] 吴虹仪，殷德生. 绿色信贷政策对企业债务融资的“赏”与“罚”——基于准自然实验的效应评估[J]. 当代财经，2021(2)：49-62.

[32] SUN G，FENG Q，WU S，et al. The impact of China’s green credit policy on the innovation of manufacturing enterprises[J]. Journal of Innovation & Knowledge，2025，10(3)：100714.

[33] PENG C，ZHANG S，RONG X，et al. Is China’s green credit policy effective? based on the perspective of enterprise environmental performance and economic performance[J]. International Review of Economics & Finance，2024，94：103410.

[34] 郭俊杰，方颖，郭晔. 环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据[J]. 经济研究，2024，59(3)：112-129.

[35] 牛海鹏，张夏羿，张平淡. 我国绿色金融政策的制度变迁与效果评价——以绿色信贷的实证研究为例[J]. 管理评论，2020，32(8)：3-12.

[36] HE J，XUE H，YANG W，et al. Green credit policy and corporate green innovation[J]. International Review of Economics & Finance，2025，99：104031.

[37] HU Y，JIN S，NI J，et al. Strategic or substantive green innovation：how do non-green firms respond to green credit policy? [J]. Economic Modelling，2023，126：106451.

[38] MA Y，CHEN D. How green credit policies drive green innovation：evidence from a natural experiment in China [J]. Journal of Economic Behavior & Organization，2025，239：107265.

[39] MA Y，SHA Y，WANG Z，et al. The effect of the policy mix of green credit and government subsidy on environmental innovation[J]. Energy Economics，2023，118：106512.

[40] 宋跃刚，靳颂琳. 绿色信贷政策对企业环境绩效的影响效果与机制检验[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(9)：134-146.

[41] PAN T，LIN B. Impact of green credit policy on energy efficiency：empirical evidence from heavily polluting enterprises [J]. Technological Forecasting and Social Change，2025，212：123983.

[42] ZHANG X，WANG P，XU Q. Corporate environmental governance under the coordination of fiscal and financial policies：the case of green credit subsidy policy[J]. Finance Research Letters，2024，64：105409.

[43] FENG M. Green loan interest subsidy policy，green technological innovation and high-quality enterprise development[J]. Asia Pacific Economic and Management Review，2024，1(5)：106-126.

[44] SHI J，LI J，JIANG S，et al. Does green finance facilitate the upgrading of green export quality? evidence from China's green loan interest subsidies policy[J]. Sustainability，2025，17(10)：4375.

[45] SHENG Q，LV Y. Green credit subsidies policy，artificial intelligence investment，and corporate green innovation bubbles [J]. Finance Research Letters，2026，92：109569.

[46] MA T，LI J. Green credit policy，financing constraints and total factor productivity of enterprises[J]. Finance Research Letters，2025，85：108060.

[47] SONG Y，GAO W，LEE C C. Does China's green credit interest subsidies policy promote enterprises' green technology innovation quality? based on the perspective of financial and fiscal coordination[J]. Journal of Environmental Management，2025，390：126366.

[48] WEI L，LI L，KOU F. How does green finance policy improve urban ecological resilience? evidence from a quasi-natural experiment on green credit interest subsidies[J]. Finance Research Letters，2026，92：109575.

[49] 李慧云，石晶，李航，等. 公共压力、股权性质与碳信息披露[J]. 统计与信息论坛，2018，33(8)：94-100.

[50] 陈华，陈智，张艳秋. 媒体关注、公司治理与碳信息自愿性披露[J]. 商业研究，2015(11)：149-154.

[51] FAN H，PENG Y，WANG H，et al. Greening through finance? [J]. Journal of Development Economics，2021，152：102683.

[52] 杨刚强，王海森，岳子洋，等. 客户数字化转型、供应商碳减排与碳信息披露迎合[J]. 中国工业经济，2024(8)：99-117.

[53] 陕晨煜，李露茜，吕小艺. 市场型环境规制与金融资源配置——来自碳排放权交易市场的证据[J]. 金融研究，2025(8)：132-150.

[54] HU Y，LIANG Y. Impact of carbon disclosure on debt financing costs[J]. Chinese Journal of Population，Resources and Environment，2024，22(1)：98-108.

[55] 许黎莉，刘超，段翀. 环境信息披露、绿色信贷政策迎合与企业价值[J]. 经济与管理评论，2024，40(6)：70-82.

[56] 林娴，洪祥骏. 绿色信贷业务对企业漂绿行为的甄别效应研究[J]. 统计研究，2025，42(9)：85-98.

[57] 刘亦文，阳超，周韶成，等. 绿色信贷政策对企业环境信息披露的影响研究[J]. 统计研究，2022，39(11)：73-87.

[58] 占华. 绿色信贷如何影响企业环境信息披露——基于重污染行业上市企业的实证检验[J]. 南开经济研究，2021(3)：193-207.

[59] 张春耕，郁伟明，王中. 能效信贷对企业碳信息披露的影响研究[J]. 产业经济评论，2025(6)：155-171.

[60] YU E P，LUU B V，CHEN C H. Greenwashing in environmental，social and governance disclosures[J]. Research in International Business and Finance，2020，52：101192.

[61] 丁宁，任亦依，左颖. 绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿？——基于资源配置视角的 PSM-DID 成本效率分析[J]. 金融研究，2020(4)：112-130.

[62] LIU C，SONG Y，ZHANG M，et al. Enterprise carbon emission reduction effects of the green loan interest subsidy policy：evidence of city-level spatial spillovers[J]. Environmental Impact Assessment Review，2025，114：107954.

[63] HUANG Z. Loaning scale and government subsidy for promoting green innovation[J]. Social Change，2019，144：148-156.

[64] 金环，于立宏，徐远彬. 绿色产业政策与制造业绿色技术创新[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(6)：136-146.

[65] 苏冬蔚，连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为？[J]. 金融研究，2018(12)：123-137.

[66] CAI W，LI G. The drivers of eco-innovation and its impact on performance：evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production，2018，176：110-118.

[67] 原毅军，陈喆. 环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J]. 科学学研究，2019，37(10)：1902-1911.
[68] 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.
[69] 徐辉，付月，李艺. 碳信息披露的绿色创新效应研究[J]. 华东经济管理，2024，38(7)：27-38.
[70] LI W，MAN Y，LIU J，et al. Emission trading policy and firm-level carbon disclosure in China：unveiling the potential of market-based environmental regulation[J]. Research in International Business and Finance，2025，79：103082.
[71] 巩冰，张蓓，杨斯尧，等. “双碳”目标下碳减排支持工具对商业银行市场价值的影响研究[J]. 金融研究，2024(7)：77-95.
[72] 周于靖，罗韵轩. 金融生态环境、绿色声誉与信贷融资——基于 A 股重污染行业上市公司的实证研究[J]. 南方金融，2017(8)：21-32.
[73] 郑秀杰，杨淑娥. 中国上市公司声誉对公司财务绩效的影响研究[J]. 管理评论，2009，21(7)：96-104.
[74] LU Z，LI H. Does environmental information disclosure affect green innovation?[J]. Economic Analysis and Policy，2023，80：47-59.
[75] 王霞，徐晓东，王宸. 公共压力、社会声誉、内部治理与企业环境信息披露——来自中国制造业上市公司的证据[J]. 南开管理评论，2013，16(2)：82-91.
[76] JIANG T，LI H，SUN Q. Evolution of corporate carbon information disclosure considering the reward and punishment mechanism and new media environment[J]. International Review of Financial Analysis，2024，96：103670.
[77] 孙甲奎，朱小平. 上市公司碳信息披露的市场反应——来自重污染行业的证据[J]. 会计研究，2024(2)：53-73.
[78] 柳学信，李胡扬，孔晓旭. 党组织治理对企业 ESG 表现的影响研究[J]. 财经论丛，2022(1)：100-112.
[79] 颜剩勇，谭嘉皓，张淑霞. 绿色信贷贴息政策与重污染企业漂绿行为治理[J]. 财经科学，2025(12)：31-45.
[80] BAKKE T E，MAHMUDI H，FERNANDO C S，et al. The causal effect of option pay on corporate risk management[J]. Journal of Financial Economics，2016，120(3)：623-643.
[81] 汤玉刚，张鹤鹤. 中国特色对口帮扶及其效应研究：来自珠三角“飞地经济”的证据[J]. 财贸经济，2024，45(4)：20-35.
[82] CALLAWAY B，SANT’ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics，2021，225(2)：200-230.
[83] 温忠麟，张雷，侯杰泰，等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报，2004(5)：614-620.
[84] 杜龙政，赵云辉，陶克涛，等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究，2019，54(10)：106-120.
[85] 鞠晓生，卢荻，虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究，2013，48(1)：4-16.
[86] 连玉君，彭方平，苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究，2010(10)：158-171.
[87] 闫海洲，陈百助. 气候变化、环境规制与公司碳排放信息披露的价值[J]. 金融研究，2017(6)：142-158.

Impact of Green Credit Interest Subsidy Policy on Corporate Carbon Information Disclosure

LIU Yanxia，QIN Weiqing，LI Min，QIU Yongren，YOU Jianyu

(School of Economics and Management，Beijing University of Chemical Technology，Beijing 100029，China)

Abstract：Green credit interest subsidy policy is an important fiscal and financial instrument for China to guide enterprises’ green transformation and support the achievement of the “dual carbon” goals，while corporate carbon information disclosure serves as a key micro-level transmission node for policy implementation. Based on data of China’s A-share listed companies from 2008 to 2023，a multi-period difference-in-differences (DID) model was employed to empirically examine the impact of local green credit interest subsidy policies on corporate carbon information disclosure. The results show that the implementation of the green credit interest subsidy policy improves the quality of corporate carbon information disclosure，and the findings are robust to a series of tests including the parallel trend test and placebo test. Mechanism analysis indicates that the policy enhances the quality of corporate carbon information disclosure mainly by incentivizing corporate green innovation and increasing media attention. Heterogeneity analysis reveals that the policy exerts a stronger improving effect on carbon information disclosure quality for firms with tighter financing constraints and those located in regions with weaker environmental regulation. Economic consequence tests demonstrate that while promoting higher quality carbon information disclosure，the policy can also significantly boost corporate value. This study not only provides empirical evidence for the effectiveness of green credit interest subsidy policies，but also expands feasible pathways to drive high-quality corporate carbon information disclosure.

Keywords：green credit interest subsidies；carbon information disclosure；green innovation；media attention