

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2023.03.005

# 绿色信贷能激励企业环境责任的承担吗?<sup>①</sup>

钟覃琳<sup>1</sup>, 夏晓雪<sup>2\*</sup>, 姜付秀<sup>3</sup>

(1. 复旦大学管理学院, 上海 200433; 2. 北京外国语大学国际商学院, 北京 100089;  
3. 中国人民大学商学院, 北京 100872)

**摘要:** 基于绿色金融试验区的自然实验平台, 本文系统分析了绿色信贷对企业环境责任承担的影响, 验证了信贷机构在环境保护中的监督治理职能。研究表明, 试点区域的信贷机构运用金融杠杆, 通过信贷惩罚机制, 将外部污染成本内部化为企业融资成本, 进而有效激励企业环境责任的承担。并且, 这一激励效应主要集中在非国有企业和重污染企业中。进一步研究发现, 信贷市场的环境监督效应依赖于基础制度建设, 只有在完善的市场环境下, 绿色信贷政策才能有效提高企业环境责任的表现。最后, 本文证明了绿色信贷对企业环境责任的激励, 能显著降低城市污染物的排放量, 促进绿色经济的实现。本文验证了金融作用于经济增长的可持续发展路径, 扩充了金融与经济的关系理论; 同时响应了十九大报告中“发展绿色金融”的文件精神, 对进一步深化金融供给侧结构性改革和建立可持续发展的经济模式具有重要的政策启示。

**关键词:** 绿色信贷; 企业环境责任; 信贷市场; 金融杠杆; 环境污染; 基础制度建设

**中图分类号:** F276.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)03-0093-19

## 0 引言

习近平总书记在十九大报告中指出, 必须树立和践行“绿水青山就是金山银山”的发展理念, 坚持节约资源和保护环境的基本国策。改革开放以来, 中国经济实现了跨越式发展, 创造了人类经济史上的“增长奇迹”。但是过往粗放的发展模式导致了资源过度消耗、工业污染日益严重以及生态环境不断恶化。如何实践习近平生态文明思想, 实现经济发展与环境保护相互促进、彼此提升, 是我国推进生态文明建设的重大课题。中国80%的环境污染来源于企业的生产经营活动<sup>[1]</sup>, 因此提高企业环境责任是践行“绿水青山就是金山银山”理念、推动绿色发展的关键切入点。

作为企业社会责任(Corporate Social Responsibility, CSR)的重要构成, 企业环境责任(Environmental CSR)是指企业在追求利益最大化的过程中, 对环境保护和社会可持续发展所承担的社会责任<sup>②</sup>。环境污染的本质是企业将内部治理成本转嫁给社会承担。因此, 如何内化污染治理成本, 促进企业履行环境保护责任, 是政策制定者和学者长期关注的重要议题。目前学术研究主要关注股权市场干预对企业CSR行为的影响, 如增加信息披露要求, 股东提交议案, 股东参与公司决策,<sup>[2-4]</sup>等等。但是, 股权投资者对CSR的有限责任降低了他们对企业非财务表现的监督动机。更重要的是, 在大部分的发展中国家, 信贷机构贷款规模远超出股票市场提供的融资体量。信贷市场

① 收稿日期: 2020-09-01; 修订日期: 2021-10-20。

基金项目: 国家自然科学基金资助青年项目(71902183; 72202018); 国家自然科学基金资助项目(72272144); 中国博士后科学基金资助项目(2022M720496)。

通讯作者: 夏晓雪(1992-), 女, 湖北武汉人, 博士后。Email: xi Xiaoxue@bfsu.edu.cn

② 《联合国全球契约》(UN Global Compact)在十项原则中提倡企业在生产经营中应该: 采取预防性措施应对环境挑战; 更积极地承担环境责任; 全力推进环境友好型技术的开发和运用。

通过资金配置行为能够对企业的社会责任表现产生直接且深远的影响,然而以往文献却鲜有探讨信贷机制在企业环境责任承担中所扮演的重要角色<sup>[5-6]</sup>。尤其是在中国,商业银行贷款为非金融类企业提供了50%以上的外部资金,而股权市场占比则一直低于10%<sup>[7]</sup>。因此,本文从银行信贷视角分析中国企业的CSR行为,不仅能有效填补相应的理论缺口,并且还具备重大的现实意义。

自20世纪80年代以来,国际社会开始了金融促进绿色文明的创新实践<sup>③</sup>。其中,最重大的一项成果就是绿色信贷在银行业的兴起和发展。绿色信贷主要表现在为生态保护和绿色产业提供融资,是金融杠杆在环境保护领域的具化形式,是信贷机构引导可持续发展经济,助推经济结构调整,促进产业结构转型升级和支撑生态文明建设的核心经济举措。因此,本文立足于绿色信贷这一创新政策,旨在全面系统地分析信贷机构的环境监督治理职能。

绿色信贷的政策目标是将信贷资源向环保产业和绿色经济倾斜,遏制高耗能高污染产业的盲目扩张。绿色信贷政策包括三大核心要素:1) 信贷机构需要将企业的环境表现和国家的产业政策纳入信贷决策的输入参数中;2) 各级政府机构与金融部门要密切配合,建立信息沟通机制;3) 对信贷机构违规向环境违法项目贷款的行为,依法追究相关责任。可见,绿色信贷提高了企业贷款的门槛。信贷机构将符合环境检测标准、污染治理效果和生态保护作为信贷审批的重要前提,并基于环境评价指标制定差异化的贷款定价政策。在绿色信贷政策下,奖惩机制使得高耗能高污染企业需要承担相对更高的贷款利率,支持机制则将优惠贷款条款向环境治理企业倾斜。信贷机构通过经济杠杆将污染成本和治理收益内化为企业的融资成本,能有效改变企业承担环境保护责任的成本收益权衡,督促企业积极开展环境治理,优化生产工艺,实现污染的事前治理。

通过我国2017年实施的绿色信贷改革的区域试点机制构造准自然实验,本文运用双重差分法,系统分析了信贷机构在企业环境责任承担中的监督角色。研究发现,绿色信贷政策能够显著促进企业承担环境责任,并且这一激励效应主要集中于非国有企业和重污染企业中,说明了信贷机构能通过运用金融杠杆有效地监督企业经济增长的可持续性。此外,本文的实证证据指出信贷市场的环境监督效应依赖于基础制度建设,只有在完善的市场环境下,绿色信贷政策才能有效提高企业环境责任表现。进一步研究表明,绿色信贷最终能显著降低城市污染,改善生态环境,进而促进绿色经济的发展;同时,本文还验证了绿色金融改革主要是通过信贷惩罚机制将污染成本内化为企业的融资成本,进而促进企业环境责任的承担,实现其环境监督职能。经过一系列的稳健性测试后,本文的研究结果保持不变。

本文可能有以下几方面的贡献:首先,在分析公司决策的可持续性导向时,大部分研究集中在股东的影响机制上。但是股东很少关注所投资公司的非财务表现,因此股权的环境治理效应十分有限。相比之下,信贷机构,作为主要的外部资金供给方,可以通过多维度的信贷项目审查,对企业的社会责任表现产生直接的影响。通过验证绿色信贷对企业环境责任承担的激励作用,本文从信贷提供者的角度丰富了企业CSR行为的决定因素研究,并为世界可持续发展工商理事会(WBCSD)提出的信贷机构在绿色经济中的主导地位提供了证据支持<sup>④</sup>。

其次,通过分析金融与可持续发展之间的传导机制,本文验证了信贷机构在企业环境责任承担中的监督治理角色,从经济增长模式的角度扩展了金融与经济的关系理论。绿色信贷的本质在于正确处理金融业与可持续发展的关系,是协调环境保护和经济增长的最终选择。在实践层面上,绿色信贷的激励政策与改革措施大量涌现。但是,

③ 20世纪80年代末至90年代中期,非政府组织(NGO)一直致力于要求世界银行、国际金融公司(International Finance Corporation, IFC)、地区发展银行以及进出口银行等金融机构明确将社会与环境标准纳入项目信贷决策中。2002年,国际金融公司和荷兰银行在伦敦商业银行会议上提出项目融资中存在的环境和社会问题,并在此基础上将环境和社会标准明确化、具体化,最终形成统一的自愿性金融行业基准,即赤道原则(Equator Principles)。2007年7月,我国环保总局、人民银行、银监会联合发布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,标志着中国绿色信贷政策正式启动。

④ <https://www.theguardian.com/sustainable-business/rio-20-business-sustainable-development>

有关的学术研究相对欠缺,尤其是微观层面的定量研究更为匮乏<sup>[8-10]</sup>。比如,蔡海静等<sup>[11]</sup>从宏观层面,验证了绿色信贷政策能有效降低城市的污染物排放水平。但是基于这一实证证据难以直接推断绿色信贷对微观实体的影响。从企业环境责任表现到城市的污染排放水平,其因果路径包含了众多难以排除的复杂因素,比如区域污染治理政策、产业升级政策、创新技术的广泛推行等等。本文从企业环境责任承担的角度,为绿色信贷的经济后果研究补充了微观层面的实证证据。

最后,目前我国正处于经济结构调整和发展方式转变的关键时期,对支持绿色产业和经济、促进社会可持续发展的绿色金融的需求不断扩大。本文通过定量分析绿色金融试验区的试点效果,验证了绿色金融的环境治理效应。但是,研究证据同时指出绿色信贷政策并不必然产生积极的政策效果,完善的市场环境是绿色信贷政策实施的重要制度基础,在市场体系不健全、市场发育不充分的情况下,绿色信贷难以起到激励企业承担环境责任的作用。因此,为充分有效发挥绿色金融对可持续经济的积极作用,必须要不断加强基础制度环境的建设工作。本文的研究结果响应了十九大报告中“发展绿色金融”的文件精神,为进一步深化金融供给侧结构性改革提供了坚实的理论支撑,对推进金融助力高质量经济增长和建立可持续发展的经济模式有着重要的政策启示。

## 1 制度背景

20世纪80年代以来,随着生态环境的持续恶化,世界各国开始重视环境问题,并向绿色经济发展模式转型。在此背景下,美国、英国和德国等多个国家纷纷兴起了“绿色金融”的概念,要求信

贷机构将环境保护纳入信贷决策,引导资金流向绿色产业。近年来,随着我国资源环境约束的加强和人们环保意识的提高,传统的粗放型发展模式也已经难以为继,经济转型势在必行。党的十九大报告多次提到“绿色发展”理念,并指出“发展绿色金融”是推进绿色发展的主要路径之一。在相关政策的大力支持下,我国已逐渐形成包含绿色信贷、绿色债券、绿色基金、绿色保险等金融工具的绿色金融体系。与整体金融体系类似,我国绿色金融体系也以间接融资为主,绿色信贷占绿色融资规模的90%以上<sup>⑤</sup>,并已形成较为完备的政策体系,成为推动绿色金融发展的主力军。

我国首个绿色信贷政策是由原国家环境保护总局、中国人民银行、原中国银行业监督管理委员会(简称“银监会”)于2007年7月联合出台的《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》(简称“《意见》”)<sup>⑥</sup>。《意见》要求加强环保和信贷管理工作协调配合,严格信贷环保要求,并提出绿色信贷实施的具体意见,包括对“未通过环评审批或者环保设施验收的项目”、“限制和淘汰类新建项目”停止授信支持,对“有环境违法行为的企业”严格控制贷款,对“鼓励类项目”积极给予授信支持,等等。《意见》的出台标志着我国绿色信贷政策的正式启动,此后,银监会(和国家发展改革委员会)又先后颁布了《节能减排授信工作指导意见》<sup>⑦</sup>(2007年)、《绿色信贷指引》<sup>⑧</sup>(2012年)、《关于报送绿色信贷统计表的通知》<sup>⑨</sup>(2013年)、《绿色信贷实施情况关键评价指标的通知》<sup>⑩</sup>(2014年)、《能效信贷指引》<sup>⑪</sup>(2015年)等文件,从多个方面进一步落实绿色信贷政策的实施细节。2016年,中国人民银行、财政部等七部委联合印发《关于构建绿色金融体系的指导意见》<sup>⑫</sup>,为

⑤ 根据中国人民银行于2019年11月发布的《中国绿色金融发展报告(2018)》,截至2018年末,全国银行业金融机构的绿色信贷余额为82300亿元,绿色债券存量规模接近6000亿元,绿色企业融资和再融资合计224.2亿元,上述数据说明,当前我国绿色信贷规模约占绿色金融总量的93%。

⑥ [http://www.law-lib.com/law/law\\_view.asp?id=206387](http://www.law-lib.com/law/law_view.asp?id=206387) &quot;

⑦ <http://bank.jrj.com.cn/2007/12/000003115489.shtml>

⑧ [http://www.cbrc.gov.cn/govView\\_EE92ECB77DB049C095838BFCCA48EF50.html](http://www.cbrc.gov.cn/govView_EE92ECB77DB049C095838BFCCA48EF50.html)

⑨ [www.cbrc.gov.cn/chinese/files/2014/501344F75C984C158551B648F971B241.pdf](http://www.cbrc.gov.cn/chinese/files/2014/501344F75C984C158551B648F971B241.pdf)

⑩ [http://www.cbrc.gov.cn/chinese/home/docDOC\\_ReadView/FC5E38D62BE54E3D836E441D6FC2442F.htm](http://www.cbrc.gov.cn/chinese/home/docDOC_ReadView/FC5E38D62BE54E3D836E441D6FC2442F.htm)

⑪ <http://www.cecssc.com/nd.jsp?id=512>

⑫ [http://www.gov.cn/guowuyuan/2017-06/14/content\\_5202609.htm](http://www.gov.cn/guowuyuan/2017-06/14/content_5202609.htm)

绿色金融的发展给出了顶层设计,并强调要“大力发展绿色信贷”。

尽管上述一系列政策的出台使我国绿色信贷具备了一定的制度基础,然而,绿色信贷标准不统一、环保信息披露和共享机制不健全、相关法制体系不完善等问题极大地阻碍了绿色信贷的深入发展<sup>[12-13]</sup>。同时,我国各地区经济发展水平、产业结构和资源禀赋的巨大差异,也使得现有制度无法满足地方绿色信贷发展的要求。2017年6月,国务院常务会议批准在浙江省(湖州市、衢州市)、江西赣江新区、广东广州市、贵州贵安新区和新疆(哈密市、昌吉市、克拉玛依市)五省(区)八地(市)建设各有侧重、各具特色的绿色金融改革创新试验区<sup>⑬</sup>,在体制机制上探索可复制可推广的经验。此次试点,其中一项主要任务就是“鼓励发展绿色信贷”。自此,绿色信贷进入了自上而下的顶层设计和自下而上的区域探索相互推动、相辅相成的发展新阶段。

经过3年多的建设,各试验区已经取得了显著的阶段性成效,在绿色信贷产品创新、绿色企业与项目的认证机制建立、绿色项目清单制定、绿色信贷信息共享平台构建、银行绿色化改造、银行绿色信贷业绩评价机制建立、绿色信贷支持性政策等多个方面都有了突破性的进展<sup>⑭</sup>。这些配套措施进一步完善了试验区的绿色信贷体系,极大地推动了区域绿色信贷的发展,例如,浙江省湖州市的绿色信贷余额由2017年年初的554亿元,增至2019年末的1000亿元以上,增长率高达80%<sup>⑮</sup>。可见,绿色金融改革的区域试点机制对试点区域的绿色信贷产生了正向的外生冲击,为本研究提供了难得的准自然实验以及天然的处理组和对照组。基于这一准自然实验,本文运用双重差分模型检验绿色信贷对企业环境责任承担的影响。

## 2 理论分析与研究假设

### 2.1 绿色信贷与企业环境责任承担

整个宏观经济的绿色发展,需要微观企业在生产经营过程中积极地履行环境责任<sup>[12-13]</sup>。但是,由于环境污染的外部性特征,企业没有动机进行环境治理,因此,如何激励企业主动承担环境责任一直以来都是经济学领域关注的重点话题。经济学家指出,环境资源具有公共属性,企业在生产过程中对生态环境造成的损害,会引起共享环境资源的其他人的福利损失,产生负外部性,而企业自身却往往没有为此承担成本<sup>[15]</sup>。同样,当企业进行环境治理时,也会对社会产生正外部性,而企业也往往无法获得相应的收益。因此,在私人利益最大化的目标驱动下,企业会更多地消耗环境资源,而更少地进行环境治理,最终降低了社会总福利,导致市场的资源配置功能失灵。可见,环境问题产生的本质原因是企业环境成本(或收益)的外部性,那么内部化企业环境成本(或收益)则是有效纠正这一问题的关键所在。针对如何内化环境成本(或收益),经济学家提出了诸多政策建议,包括政府征税或者补贴<sup>[15-16]</sup>、产权协商<sup>[17]</sup>、污染权交易<sup>[18-19]</sup>等经济激励政策。这些政策在国内外均有较为广泛的应用,并取得了一定的成效。

然而,随着环境污染问题日趋严重,单纯依靠传统的经济手段已无法满足环境治理的需求,同时,人们也逐渐意识到,信贷机构对于环境污染的产生具有不可推卸的责任<sup>[20]</sup>,使用绿色金融工具对环境进行治理成为新的选择。信贷机构为企业的生产经营活动提供了必不可少的资金支持,当其资金配置向高能耗、高污染的行业集中时,便客观上推动了“两高”产业膨胀,加剧了环境污

⑬ [https://ideacarbon.org/news\\_free/48413/](https://ideacarbon.org/news_free/48413/); [http://jrjg.gov.cn/cfgz/content/post\\_2791080.html](http://jrjg.gov.cn/cfgz/content/post_2791080.html); <https://m.huanbao-world.com/view.php?aid=52149>; [https://www.financialnews.com.cn/qy/dfjr/201901/t20190128\\_153784.html](https://www.financialnews.com.cn/qy/dfjr/201901/t20190128_153784.html); [http://www.zj.gov.cn/art/2019/6/25/art\\_1229019384\\_87.html](http://www.zj.gov.cn/art/2019/6/25/art_1229019384_87.html); <http://greenfinance.xinhua08.com/a/20180605/1763514.shtml>

⑭ 浙江省湖州市的绿色信贷余额于2017年末增长至673亿元,同比增长21.48%,2018年末增长至829.52亿元,同比增长23.31%,占全部贷款比重的21.34%,2019年末突破1000亿元,同比增长20.55%。[https://www.cenews.com.cn/company/qypic/201709/t20170918\\_851727.html](https://www.cenews.com.cn/company/qypic/201709/t20170918_851727.html); [https://www.sohu.com/a/293330647\\_120057223](https://www.sohu.com/a/293330647_120057223)

⑮ 浙江省湖州市的绿色信贷余额于2017年末增长至673亿元,同比增长21.48%,2018年末增长至829.52亿元,同比增长23.31%,占全部贷款比重的21.34%,2019年末突破1000亿元,同比增20.55%。[https://www.cenews.com.cn/company/qypic/201709/t20170918\\_851727.html](https://www.cenews.com.cn/company/qypic/201709/t20170918_851727.html); [https://www.sohu.com/a/293330647\\_120057223](https://www.sohu.com/a/293330647_120057223)

染<sup>[20]</sup>。鉴于金融资源配置对环境的深远影响,绿色金融的实践对环境治理毫无疑问具有重要意义。目前,绿色信贷对中国的绿色发展起到了至关重要的作用,学者们也围绕着绿色信贷的政策效应展开了初步探索。宏观层面的证据主要从产业结构调整和社会效应的角度出发,验证绿色信贷的经济推动作用。例如,刘婧宇等<sup>[21]</sup>基于CGE模型的测算结果发现,绿色信贷政策能在短期、中期内抑制“两高”行业的投资和产出;王遥等<sup>[10]</sup>基于DSGE的测算结果发现,绿色信贷政策不仅能够提高绿色信贷体量,扩大绿色项目产值,并且对总产出、总就业不会造成显著的负面影响;蔡海静等<sup>[11]</sup>发现,绿色信贷显著降低了城市二氧化硫和工业废水排放量。微观层面的证据则主要从企业的投融资活动出发,发现绿色信贷具有显著的惩罚效应,不仅降低了“两高”企业的新增银行借款<sup>[11]</sup>、有息负债和长期负债,还抑制了“两高”企业的新增投资<sup>[8]</sup>。然而,对于企业环境责任承担,这一影响绿色经济的根源因素,现有的绿色信贷文献却鲜有涉及<sup>[9]</sup>。

在绿色信贷机制下,信贷机构可以运用金融杠杆,通过双重机制,促使环境成本(或收益)内部化,进而改变企业的成本收益权衡,激励企业更积极地履行环境责任。一方面,绿色信贷通过信贷惩罚机制,提高了企业的环境污染成本。绿色信贷要求商业银行将企业环境表现作为发放贷款的重要依据,对环保不达标企业和项目实行信贷惩罚。企业的生产经营离不开外部资金支持,而银行信贷则是中国企业最主要的外部融资渠道<sup>[9]</sup>。因此,信贷条件的恶化将对企业造成严重的负面影响,企业或者承担更高的融资成本,或者不得不削减投资<sup>[8]</sup>，“只污染不治理”的成本显著提升。另一方面,绿色信贷通过支持机制,提高了企业的环境治理收益。除惩罚机制外,绿色信贷还要求商业银行对节能环保的企业和项目提供贷款扶持并实施优惠性利率。在此情况下,企业可以通过产品工艺的升级、污染治理等方式,提高环境表现,获取信贷融资优惠和便利,缓解企业投资的资金压力,进而最终提升了企业环境收益。根据以上分析,本文认为,通过内部化企业环境成本和收益,绿色信贷显著增强了企业承担环境责任的动机。基于此,提出研究假设H1。

**H1 绿色信贷能激励企业环境责任的承担。**

## 2.2 产权性质、绿色信贷与企业环境责任承担

中国的信贷市场普遍存在基于产权性质的信贷歧视<sup>[22]</sup>,即银行在分配信贷资源时更“偏爱”国有企业,而向非国有企业提供更少的银行信贷,要求更高的借款利率以及设置更为严苛的借款条款,因此,非国有企业面临更严重的信贷约束问题。可见,银行信贷政策的收紧将会对非国有企业的生产经营活动产生更强烈的负面影响,因而绿色信贷政策的惩罚效应会对其产生更为明显的威慑作用。基于以上分析,提出研究假设H2。

**H2 与国有企业相比,绿色信贷对企业环境责任承担的激励效应在非国有企业中更为显著。**

## 2.3 行业污染水平、绿色信贷与企业环境责任承担

我国的环境问题与产业结构密切相关<sup>[20,23]</sup>,传统支柱性行业普遍具有重污染的特征,因此,引导相关行业实现绿色升级,是我国实现绿色发展尤为关键的一步,也是绿色信贷政策的关注重点。绿色信贷主要从以下两个方面提高重污染行业企业的环境责任承担。一方面,重污染行业的投资项目大多属于国家产业政策中的限制类或淘汰类项目,根据2007年原银监会印发的《节能减排授信指导意见》(简称《工作意见》),对于限制类和淘汰类的新建项目,银行不得提供授信支持,限制类的项目在一定期限内采取措施升级的,可按信贷原则继续给予授信支持。因此,为了继续获得信贷支持,重污染行业企业有强烈的动机进行绿色技术改造等项目投资。另一方面,根据《工作意见》,银行业金融机构在信贷产品的风险定价时应充分考虑授信企业和项目与耗能、污染有关的授信风险,并加强相关企业和项目的授信合同管理。重污染行业企业是环境污染的主要源头,具有较高的耗能、污染风险,因此绿色信贷的实行将显著提高其信贷利率和借款难度,重污染行业企业不得不积极治理环境污染,以降低环境风险,减少绿色信贷的惩罚效应。基于以上分析,提出研究假设H3。

**H3 与非重污染行业企业相比,绿色信贷对企业环境责任承担的激励效应在重污染行业企业中更为显著。**

## 2.4 基础制度建设、绿色信贷与企业环境责任承担

完善的市场环境是绿色信贷政策实施的重要制度基础,在市场体系不健全、市场发育不充分的情况下,绿色信贷难以对企业环境责任的承担起到有效的激励作用。首先,企业环保信息以及环保评估结果是银行进行绿色信贷决策的重要依据。在信息沟通机制不畅通的市场中,环保数据无法在市场各部门(尤其是环保部门和银行)之间及时、全面地共享,而银行本身并不具备环保监测的能力,在缺乏企业环保信息时,难以做出有效的绿色信贷决策,对企业环境责任承担的引导作用也随之减弱。同时,在市场中介组织不发达的情况下,银行难以寻找到相关专业人才以及中介机构为其提供环保评估服务,而银行本身也并不具备环保评估的能力,因而难以根据环保信息对企业环境表现做出准确估计,显著地降低了银行绿色信贷决策的有效性。其次,信贷惩罚机制是否能有效地制约企业的环境违法行为,提高企业环境责任承担,取决于环境执法水平。根据《意见》的要求,金融部门和环保部门需加强合作,对有环境违法行为的企业严格控制贷款。在法治环境较差的市场中,环保部门等监管机构的环境执法力度较小,执法效率较低,无法及时发现和惩处环保不达标企业。在此情况下,银行无法对环境违法企业实施精准的信贷惩罚,削弱了其对企业环境责任承担的激励作用。最后,绿色信贷的有效性也取决于银行的政策落实程度。现实中,银行可能出于自身经济利益的考量,不惜违反绿色信贷政策的相关规定。在市场监管体系薄弱,金融监管效率低下时,相关监管机构难以及时发现并处罚违规银行。当违规成本低于违规收益时,银行丧失了实行绿色信贷政策的动机,最终难以激励企业环境责任的承担。根据以上分析,在不完善的制度环境中,信贷机构无法有效执行绿色信贷政策,因此其对企业环境责任承担的激励效应会显著降低。基于此,提出研究假设 H4。

**H4** 在基础制度建设完善的情况下,绿色信贷政策才能有效发挥其对企业环境责任承担的激励效应。

## 3 研究设计

### 3.1 样本选择与数据来源

为了检验 2017 年绿色信贷政策冲击对企业环境责任承担的影响,本文以 2013 年—2018 年沪深两市 A 股上市公司为初始样本<sup>⑩</sup>,以绿色金融改革创新试验区范围内的上市公司为处理组<sup>⑪</sup>进行研究。参照已有研究,采用以下标准对样本进行了筛选: 1) 剔除金融行业样本; 2) 剔除 ST 样本; 3) 剔除净资产小于 0 的样本; 4) 剔除新上市的样本; 5) 剔除主要变量缺失的样本。经过以上筛选过程,最终获得 13 371 个公司-年度观测值,其中,处理组样本 527 个,对照组样本 12 844 个。为消除极端值对回归结果的影响,本文对所有连续变量在 1% 和 99% 的分位上进行缩尾处理。

由于处理组和对照组在样本数量上极度不平衡,且两组样本在公司特征、市场特征等方面存在差异,因而可能会导致双重差分模型的估计产生偏差。因此,本文进一步使用倾向得分匹配法(PSM)为处理组样本挑选与其数量相当、特征相近的对照组样本。具体地,使用绿色信贷政策冲击前一年(2016 年)的样本,采用最近邻匹配法(无放回地)为每一个处理组公司匹配一个特征相似的对照组公司。匹配变量为模型(1)中的全部控制变量,以及年份、行业和省份固定效应。最终得到 87 对处理组-对照组公司,共 1 006 个观测值,其中,处理组样本 499 个,对照组样本 507 个。为确保 PSM 匹配有效,本文对匹配前后样本 2016 年的变量进行了比较,并进行了 T 检验,结果如表 1 所示。可以看出,处理组和对照组样本各主要变量的均值在匹配后均不存在显著差异,一定程度说明了 PSM 的有效性。

<sup>⑩</sup> 控制变量滞后一期,其样本区间为 2012 年—2017 年。

<sup>⑪</sup> 具体地,试验区范围为浙江省湖州市、浙江省衢州市、江西省赣江新区、广东省广州市、贵州省贵安新区、新疆哈密市、新疆昌吉州、新疆克拉玛依市。其中,对于赣江新区和贵安新区,本文根据其管辖范围,分别对应江西省南昌市青山湖区、江西省南昌市新建区、江西省九江市共青城市、江西省九江市永修县,和贵州省贵阳市花溪区、贵州省贵阳市清镇市、贵州省安顺市西秀区、贵州省安顺市平坝县。

此外，本文还使用动态模型进行了平行趋势检验。检验结果表明，在政策实施之前，实验组和控制组在环保投资水平上没有显著差异，其差异

仅仅体现在政策实施之后，为双重差分模型提供了进一步的有效性支持。由于篇幅限制，并未列报相关回归结果。

表 1 匹配前后处理组和对照组 2016 年主要变量比较

Table 1 Comparison of main variables of treatment and control groups in pre-and post-matched samples in 2016

变量名称	对照组(均值)		处理组(均值)		均值差异	
	匹配前	匹配后	匹配前	匹配后	匹配前	匹配后
Size	22.178	22.246	22.24	22.218	-0.062	0.028
Listage	2.32	2.315	2.294	2.289	0.026	0.026
Lev	0.424	0.407	0.423	0.422	0.001	-0.015
ROE	0.057	0.076	0.076	0.076	-0.018*	0.001
Growth	0.208	0.135	0.152	0.150	0.056	-0.015
SOE	0.296	0.379	0.409	0.402	-0.113**	-0.023
Indep	0.376	0.382	0.38	0.381	-0.004	0.001
Top1	0.336	0.372	0.352	0.350	-0.016	0.022
Shrz	8.77	10.130	11.98	10.774	-3.210*	-0.644
Seperation	0.045	0.043	0.044	0.045	0.001	-0.002
EnvLaw	2.757	3.115	3.144	3.152	-0.387***	-0.036
2ndGRP	0.419	0.453	0.452	0.451	-0.033***	0.002
Score4	7.543	6.322	6.329	6.346	1.214***	-0.024

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。以下各表同。

本文的数据来源于以下途径：1) 企业环境责任承担(环保投资额)的初始数据来自国泰安数据库(CSMAR)财务报表附注子库中的重要在建工程项目本期变动情况表和管理费用表，以此为基础进行手工整理；2) 地方性环保法规数据来源于《中国环境年鉴》；3) 行业环境指标来源于《中国环境统计年鉴》；4) 行业产值指标来源于《中国统计年鉴》；5) 市场化指数来源于王小鲁等<sup>[24]</sup>所编制的《中国分省份市场化指数报告》；6) 公司所在地数据来源于中国研究数据服务平台 CNRDS 数据库；7) 其他数据均来自 CSMAR 数据库。

### 3.2 实证模型与主要变量说明

为了检验绿色信贷政策对企业环境责任承担的影响，本文借鉴已有文献<sup>[11, 25]</sup>的研究设计，构建如下回归模型

$$EnvInvest1_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \gamma Controls_{i,t-1} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中被解释变量为企业环境责任承担，借鉴张琦等<sup>[25]</sup>、王云等<sup>[26]</sup>，本文采用企业环保投资水平 ( $EnvInvest1_{i,t}$ ) 作为企业环境责任承担的代理变量，解释变量  $Treat_i \times Post_t$  为  $Treat_i$  和  $Post_t$  的交互项<sup>⑧</sup>。 $Treat_i$  为处理组哑变量， $Post_t$  为政策实施哑变量。 $Controls_{i,t-1}$  为控制变量组。为了减少内生性的影响，借鉴靳庆鲁等<sup>[27]</sup>的做法，对所有控制变量滞后一期。 $\delta_i$  为公司个体固定效应， $\lambda_t$  为年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。此外，为保证结论的稳健性，对文中所有回归模型的标准误进行了公司层面的聚类调整。具体变量定义如下：

被解释变量。参考苏冬蔚和连莉莉<sup>[8]</sup>和张琦等<sup>[25]</sup>，通过以下步骤计算企业环保投资额：1) 从上市公司年报的重要在建工程项目本期变动情况表的明细项中，提取与环境保护直接相关的资本

⑧ 样本期间内，同一公司注册所在地不随时间改变，因此在控制了公司固定效应的情况下， $Treat$  变量省略。同时， $Post$  变量和时间固定效应存在完全共线关系，因此在控制了时间固定效应的情况下， $Post$  变量省略。

化支出. 本文以国家发展改革委等七部门于 2019 年印发的《绿色产业指导目录(2019 年版)》为指引, 通过阅读项目名称, 手工整理出与环保相关的在建工程项目关键词, 如“节能”、“绿色”、“环保”、“脱硫”、“脱硝”、“除尘”、“减排”等, 并将含有这些关键词的在建工程项目本期增加金额加总, 得到当年资本化环保支出. 2) 从上市公司年报的管理费用明细项中, 将含有与环保相关关键词的管理费用当期值加总, 得到当年费用化环保支出. 费用化的环保费用里, 有可能包含排污费用, 较高的排污费用恰有可能说明企业的污染水平较高, 因此不得不支付更高额的排污费用. 为了排除这个可能性, 在计算费用化的环保支出时, 并未包含排污费用. 3) 当期环保投资总额为资本化环保支出与费用化环保支出之和, 对于未提取到环保支出的样本, 则赋值为 0<sup>①</sup>. 4) 为了控制规模的影响, 本文使用当期营业收入对环保投资进行

了标准化处理. 5) 为了排除行业特征对环保投资水平的影响, 本文进一步使用该值除以公司所在行业均值<sup>[28, 29]</sup>, 最终得到经行业调整后的环保投资水平( *EnvInvest1* ).

解释变量. 采用 2017 年实施的绿色金融试验区试点构造准自然实验, *Treat* 为处理组的哑变量, 若公司注册所在地属于绿色金融试验区范围内, 则取值为 1, 否则为 0. *Post* 为政策实施的哑变量, 若 2017 年及以后, 则取值为 1, 否则为 0.

控制变量. 根据已有文献<sup>[30-32]</sup>, 本文在模型中加入以下控制变量: 公司规模( *Size* )、上市年限( *Listage* )、资产负债率( *Lev* )、净资产收益率( *ROE* )、成长性( *Growth* )、产权性质( *SOE* )、董事会独立性( *Indep* )、股权集中度( *Top1* )、股权制衡度( *Shrz* )、两权分离度( *Seperation* )、环境规制( *EnvLaw* )、第二产业比重( *2ndGRP* )、要素市场的发育程度( *Score4* ). 各变量定义详见表 2.

表 2 变量定义  
Table 2 Variables definition

变量名称	变量定义
<i>EnvInvest1</i>	环保投资规模, 环保投资额/营业收入, 并除以行业均值以进行行业调整
<i>Treat</i>	处理组哑变量, 若公司注册所在地属于绿色金融试验区范围, 则取值为 1, 否则为 0
<i>Post</i>	政策实施哑变量, 2017 年及以后, 则取值为 1, 否则为 0
<i>Size</i>	公司规模, 总资产的自然对数
<i>Listage</i>	上市年限, 公司上市年限的自然对数
<i>Lev</i>	资产负债率, 总负债/总资产
<i>ROE</i>	净资产收益率, 净利润/所有者权益
<i>Growth</i>	成长性, 营业收入增长率
<i>SOE</i>	产权性质, 国有企业则取值为 1, 否则为 0
<i>Indep</i>	董事会独立性, 董事会中独立董事的比例
<i>Top1</i>	股权集中度, 第一大股东持股比例
<i>Shrz</i>	股权制衡度, 第一大股东持股/第二大股东持股
<i>Seperation</i>	两权分离度, 实际控制人控制权和所有权之差
<i>EnvLaw</i>	环境规制, 省域现行有效的地方性环保法规数量加 1, 并取自然对数
<i>2ndGRP</i>	第二产业比重, 省域第二产业生产总值/省域生产总值
<i>Score4</i>	要素市场的发育程度, 取自王小鲁等 <sup>[24]</sup> 所编制的《中国分省份市场化指数报告》, 由于该指标只包含 2012 年、2014 年和 2016 年的数据, 因此, 对于 2013 年和 2015 年的数据本文使用前后各一年的均值代替, 2017 年使用 2016 年的数据代替.

3.3 描述性统计

表 3 列示了主要变量的描述性统计. 企业环

保投资( *EnvInvest1* )的均值为 0.859, 中位数为 0, 说明至少有一半样本企业没有进行环保投资;

① 样本期间内, 87%的样本公司都披露了重要在建工程项目本期变动情况表. 从重要性原则的角度, 可以合理的推断, 若没有披露重要在建工程项目本期变动情况表, 或者没有在重要在建工程项目本期变动情况表、管理费用明细表中披露环保相关支出, 说明公司没有环保相关支出. 在稳健性检验中, 还报告了环保投资不做缺失值补零处理的回归结果.



75%分位数为 0.041,说明至少有 25%的样本企业进行了环保投资.此外,样本企业的资产负债率(Lev)均值为 40.4%,净资产收益率(ROE)均值为 7.8%,国有企业占比为 38.8%,第一大股东持股比例(Top1)均值为 37.1%,其他变量的分布与已有文献基本一致.

表 4 报告了解释变量和主要控制变量的 Spearman 相关系数矩阵.变量之间相关系数的绝对值均未超过经验值 0.7,说明变量之间不存在严重的多重共线性问题.解释变量与控制变量之间相关系数的绝对值均未超过 0.4,进一步说明解释变量的系数估计不会受到严重的多重共线性问题的影响.

表 3 描述性统计

Table 3 Descriptive statistics

变量名称	样本量	均值	25%分位数	中位数	75%分位数	标准差
EnvInvest1	1 006	0.859	0.000	0.000	0.041	3.401
Treat	1 006	0.496	0.000	0.000	1.000	0.500
Post	1 006	0.336	0.000	0.000	1.000	0.473
Size	1 006	22.193	21.355	22.053	22.894	1.247
Listage	1 006	2.231	1.792	2.303	2.773	0.645
Lev	1 006	0.404	0.232	0.394	0.568	0.198
ROE	1 006	0.078	0.036	0.073	0.112	0.081
Growth	1 006	0.198	-0.009	0.109	0.256	0.520
SOE	1 006	0.388	0.000	0.000	1.000	0.487
Indep	1 006	0.380	0.333	0.364	0.429	0.060
Top1	1 006	0.371	0.254	0.356	0.471	0.147
Shrz	1 006	11.674	2.042	4.379	11.344	19.712
Seperation	1 006	0.045	0.000	0.000	0.070	0.075
EnvLaw	1 006	3.202	3.045	3.555	3.611	0.629
2ndGRP	1 006	0.460	0.434	0.463	0.481	0.032
Score4	1 006	6.090	5.640	6.350	7.160	1.402

表 4 相关系数矩阵

Table 4 Correlation matrix

变量	Treat × Post	Size	Listage	Lev	ROE	Growth	SOE	Indep	Top1	Shrz	Seperation	EnvLaw	2ndGRP	Score4
Treat × post	1													
Size	0.154***	1												
Listage	0.141***	0.421***	1											
Lev	0.019	0.490***	0.370***	1										
ROE	-0.019	0.229***	0.071**	0.043	1									
Growth	0.063**	0.058*	-0.135***	0.072**	0.293***	1								
SOE	0.016	0.414***	0.440***	0.205***	0.057*	-0.100***	1							
Indep	0.015	0.019	-0.085***	-0.019	0.061*	0.007	-0.021	1						
Top1	-0.112***	0.292***	0.175***	0.012	0.176***	-0.134***	0.377***	0.096***	1					
Shrz	-0.063**	0.190***	0.311***	0.063**	0.085***	-0.136***	0.284***	-0.055*	0.610***	1				
Seperation	0.012	0.039	0.179***	0.108***	0.059*	-0.016	-0.175***	-0.188***	0.127***	0.195***	1			
EnvLaw	0.098***	0.007	-0.060*	-0.048	0.049	0.126***	-0.017	-0.010	-0.056*	-0.078**	-0.165***	1		
2ndGRP	-0.376***	-0.212***	-0.188***	-0.011	0.025	-0.073**	-0.039	-0.091***	0.118***	0.052*	0.085***	-0.310***	1	
Score4	0.316***	0.090***	0.020	-0.075**	-0.017	0.045	-0.090***	-0.017	-0.130***	-0.110***	-0.124***	0.597***	-0.572***	1

## 4 实证结果分析

### 4.1 绿色信贷对企业环境责任承担的影响

表5报告了绿色信贷对企业环境责任承担影响的实证回归结果。第(1)列为只控制了年度、行业和省份固定效应的回归结果。第(3)列为只控制了公司和年度固定效应的回归结果。第(2)列和第(4)列分别第(1)列和第(3)列的基础上加入了模型(1)中的控制变量。回归结果显示,第(1)列~第(4)列的解释变量  $Treat \times Post$  的系数均为正,且都通过了显著性检验。上述回归结果表明,控制了其他影响企业环境责任承担的因素后,在绿色金融改革后,试验区内公司相较于试验区外公司,

显著地提高了企业环境责任承担水平,支持了本文的研究假设 H1。就主要回归结果的经济含义而言,表5第(4)列  $Treat \times Post$  系数为 0.854,说明绿色金融试验区的设立,使得试点企业相对于非试点企业,环保支出比率提高了 0.854 个百分点,考虑到环保支出比率的行业均值在样本中的均值约为 1%,而样本公司的环保支出比率均值为 0.7%,这意味着,试点企业环保支出比率的净提高相当于样本均值的  $1\% \times 0.854 / 0.7\% = 122\%$ 。

就控制变量而言,当公司成长性 ( $Growth$ ) 越差、环境规制 ( $EnvLaw$ ) 越强、第二产业占比 ( $2ndGRP$ ) 越低、地区要素市场发育程度 ( $Score4$ ) 越高时,企业环境责任承担水平越高,这与已有研究<sup>[26,30,32]</sup>的结论基本一致。

表5 绿色信贷与企业环境责任承担  
Table 5 Green credit and environmental CSR

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$EnvInvest1$	$EnvInvest1$	$EnvInvest1$	$EnvInvest1$
$Treat \times Post$	0.755** (1.977)	0.836** (2.091)	0.719* (1.942)	0.854** (2.168)
$Treat$	0.103 (0.229)	0.089 (0.220)		
$Size$		0.118 (0.649)		-0.261 (-0.810)
$Listage$		-0.105 (-0.303)		0.065 (0.079)
$Lev$		1.461 (1.478)		-0.624 (-0.429)
$ROE$		-1.027 (-0.694)		1.326 (1.215)
$Growth$		-0.276** (-2.071)		0.038 (0.419)
$SOE$		-0.498 (-0.827)		0.011 (0.030)
$Indep$		1.187 (0.443)		1.356 (0.960)
$Top1$		1.578 (1.040)		3.685* (1.878)
$Shrz$		-0.003 (-0.439)		0.001 (0.408)
$Seperation$		-1.838 (-1.013)		-6.016 (-1.138)
$EnvLaw$		1.432** (2.056)		1.317* (1.930)

续表 5  
Table 5 Continues

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>
<i>2ndGRP</i>		-14.098 (-1.570)		-15.411* (-1.813)
<i>Score4</i>		0.403** (2.099)		0.354** (2.057)
<i>Constant</i>	-2.597 (-1.098)	-0.322 (-0.063)	0.739*** (11.951)	5.582 (0.746)
<i>Firm fixed effect</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry fixed effect</i>	Yes	Yes	No	No
<i>Province fixed effect</i>	Yes	Yes	No	No
样本量	1 006	1 006	1 006	1 006
调整 $R^2$	0.087	0.095	0.678	0.684

注：括号内为经公司层面聚类调整后的  $t$  值。以下各表同。

## 4.2 异质性分析

### 4.2.1 产权性质

根据前文的假设 H2，由于非国有企业相较于国有企业，在信贷市场中面临严重的信贷歧视，绿色信贷带来的惩罚效应和支持效应都更为明显，因而对其环境责任承担的影响更显著。为检验这一假设，本文按照产权性质 (SOE) 将样本划分为国有企业和非国有企业，并使用模型 (1) 分别进行回归，具体的回归结果见表 6 第 (1) 列和第 (2) 列。回归结果显示，在国有企业组别，解释变量  $Treat \times Post$  的系数为 0.104，没有通过显著性检验；在非国有企业组别，解释变量  $Treat \times Post$  的系数为 1.291，在 5% 的水平上显著。本文使用费舍尔组合检验法对两组样本的解释变量系数差异进行了显著性检验 (下文同)。结果显示，非国有企业样本的解释变量系数比国有企业样本大 1.187，且这一差异在 1% 的水平上显著。上述实证结果表明，相对于国有企业，绿色信贷对非国有

企业的社会责任承担具有更明显的激励效应，验证了本文的研究假设 H2<sup>②</sup>。

表 6 绿色信贷、产权性质与企业环境责任承担

Table 6 Green credit, property right, and environmental CSR

变量	(1)	(2)
	国有企业	非国有企业
	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>
<i>Treat × Post</i>	0.104 (0.677)	1.291** (2.012)
组间系数差异	-1.187***	
<i>P</i> 值	0.000	
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes
样本量	390	616
调整 $R^2$	0.830	0.632

### 4.2.2 行业污染水平

根据前文的假设 H3，绿色信贷通过限制重污

② 产权性质还可能通过融资约束外的其他途径，对绿色信贷效应产生影响。例如，由于国有企业肩负双重职能，政策实施前，其社会职能已促使部分污染成本内部化，因而绿色信贷的作用在环境责任承担相对不足的非国有企业中更显著。为进一步厘清产权性质的影响机制，进行了补充检验。研究发现，一方面，当企业面临较高的融资成本或者具有外部融资需求时，绿色信贷的激励效应更为显著，验证了融资约束机制；另一方面，政治关联企业和非关联企业之间不存在明显的激励效应差异，进而社会职能机制并未得到验证。出于篇幅限制，本文并未列示相应的实证结果。

染行业企业投资项目的资金支持,对重污染行业企业实行信贷惩罚,使其具有更为强烈的动机承担环境责任.为了检验这一假设,本文按行业污染水平将全体样本划分为两组,使用模型(1)分别进行回归.

借鉴张可和汪东芳<sup>[33]</sup>,从工业二氧化硫排放量、工业烟(粉)尘排放量和工业废水排放量3个维度衡量环境污染.行业污染指标数据来源于《中国环境统计年鉴》.借鉴刘锡良和文书洋<sup>[20]</sup>,本文使用《中国统计年鉴》中的分行业企业销售产值对行业污染指标进行标准化处理,得到单位产值的行业污染排放量.按照证监会2012年发布的《上市公司行业分类指引》中的行业二级代码,将计算得到的行业污染综合指标与上市公司所在行业一一匹配.由于《中国环境统计年鉴》和《中国统计年鉴》中只包含部分行业,主要为环境污染严重的工业,因此,对于行业环境指标缺省的样

本,本文赋值为0.借鉴苏冬蔚和连莉莉<sup>[8]</sup>,使用事件发生前1年(即2016年)的行业污染指标,将样本划分为两组,行业污染综合指标高于样本中位数的企业,为重污染行业企业,行业污染综合指标低于样本中位数的企业,为非重污染行业企业,分别进行回归,具体的回归结果见表7第(1)列~第(6)列.

回归结果显示,在重污染行业样本中,解释变量  $Treat \times Post$  的系数分别为 1.718、1.695 和 1.149,且均通过了显著性检验;在非重污染行业样本中,解释变量  $Treat \times Post$  的系数分别为 -0.025、-0.041 和 0.634,均没有通过显著性检验.组间差异检验结果显示,重污染行业样本的解释变量系数显著高于非重污染行业样本.上述实证结果表明,绿色实验区内的重污染企业更有动机承担企业环境责任,验证了本文的研究假设 H3.

表7 绿色信贷、行业污染与企业环境责任承担

Table 7 Green credit, high-polluting industries, and environmental CSR

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业二氧化硫排放量		工业烟粉尘排放量		工业废水排放量	
	高	低	高	低	高	低
	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>
<i>Treat × Post</i>	1.718** (2.262)	-0.025 (-0.196)	1.695** (2.293)	-0.041 (-0.331)	1.149* (1.962)	0.634 (1.185)
组间系数差异	1.743***		1.736***		0.515*	
<i>P</i> 值	0.000		0.000		0.080	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	501	505	512	494	507	499
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.633	0.816	0.633	0.817	0.685	0.691

### 4.3 基础制度建设的影响

前文的实证结果表明,绿色信贷显著促进了企业环境责任的承担.然而,正如前文假设 H4 所述,绿色信贷政策的有效执行依赖于基础制度建设,只有在完善的市场环境下,绿色信贷政策才能有效提高企业环境责任的表现.为了检验这一假设,本文按制度环境将样本划分为两组,使用模型

(1) 分别进行回归.

采用两个指标衡量制度环境:1) 王小鲁等<sup>[24]</sup>所编制的《中国分省份市场化指数报告》中的“市场化总指数”,反映了市场环境的整体完善程度.2) 《中国分省份市场化指数报告》中的“市场中介组织发育和法治环境指数”,反映了市场中的中介组织发育水平和法治环境水平.本文将所在省

份市场化总指数(市场中介组织发育和法治环境指数)高于样本中位数的企业,归类为制度建设完善组别;相应地,所在省份市场化总指数(市场中介组织发育和法治环境指数)低于样本中位数的企业,归类为制度建设薄弱组别。分组回归结果列示于表 8。

回归结果显示,在制度建设完善组别,解释变量  $Treat \times Post$  的系数分别为 1.051 和 1.170,

且均在 5% 的水平上显著;在制度建设薄弱组别,解释变量  $Treat \times Post$  的系数分别为 -0.490 和 -0.490,均不显著。此外,组间差异检验显示,无论使用何种制度环境指标,制度建设完善组别的回归系数均在 1% 的水平上高于制度建设薄弱组别。上述实证结果表明,在完善的制度环境下,绿色信贷对企业环境责任承担的激励效应更为明显。验证了本文的研究假设 H4。

表 8 绿色信贷、制度环境与企业环境责任承担

Table 8 Green credit, institutional environment, and environmental CSR

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	市场化总指数		中介组织和法治环境	
	高	低	高	低
	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>
<i>Treat × Post</i>	1.051 ** (2.211)	-0.490 (-1.045)	1.170 ** (2.163)	-0.490 (-1.043)
组间系数差异	1.541 ***		1.660 ***	
P 值	0.000		0.000	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	555	451	578	428
调整 R <sup>2</sup>	0.718	0.714	0.682	0.714

## 5 进一步分析

### 5.1 绿色信贷与城市污染

企业环保投资的增加存在效率问题,并且环保支出动机也可能基于非环保因素,如税收优惠或信贷支持。因此,为了检验绿色信贷改革是否最终实现了其政策目标,即降低污染、改善生态、实现可持续发展,需要直接分析绿色绩效,补全政策效应的逻辑链条。在此部分,检验了绿色信贷政策对城市污染物排放的影响。与主体分析一致,以 2013 年—2018 年所有城市为研究对象,使用 PSM + DID 模型进行回归分析。本文的核心研究变量为  $Treat\_city \times Post$ 。其中  $Treat\_city$  为处理组哑变量,若城市属于绿色金融试验区范围内,则取值为 1,否则为 0。借鉴刘锡良和文书洋<sup>[20]</sup>,从工业二氧化硫排放量(t)、工业烟(粉)尘排放量(t)和工业废水排放量(k t) 3 个维度衡量城市层面的环境

污染水平,并使用地区生产总值对污染指标进行标准化处理,得到单位生产总值的污染排放量,分别用  $City\_SO2$ 、 $City\_Smoke$ 、 $City\_Wastewater$  表示。此外,参照范子英和赵仁杰<sup>[34]</sup>的研究,在回归中控制了地区人均生产总值的自然对数( $Avg\_Gdp$ )、地区生产总值增长率( $Growth\_GDP$ )、第二产业生产总值占比( $Sec\_Gdp$ )、规模以上工业生产总值的自然对数( $Industry\_Gdp$ )、当年实际使用外资金额占地区生产总值的比例( $Foreign$ )、以及城市和年份固定效应。

回归结果如表 9 所示。可以看到,本模型核心研究变量( $Treat\_city \times Post$ )的回归系数均为显著为负。也就是说,相对于非试点城市,试点城市在绿色金融改革后,单位生产总值的工业二氧化硫排放量、工业烟(粉)尘排放量以及工业废水排放量都显著降低了。因此,支持了绿色金融改革最终有效降低了环境污染、促进了绿色经济发展。

表9 绿色信贷与城市污染

Table 9 Green credit and city-level pollution

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>City_SO2</i>	<i>City_Smoke</i>	<i>City_Wastewater</i>
<i>Treat_city × Post</i>	-0.001* (-1.935)	-0.001** (-2.185)	-0.001*** (-2.916)
<i>Avg_Gdp</i>	-0.012*** (-6.431)	-0.005*** (-4.317)	-0.004*** (-3.215)
<i>Growth_Gdp</i>	0.032*** (3.518)	0.004 (0.671)	-0.005 (-0.702)
<i>Sec_Gdp</i>	0.000 (1.651)	-0.000 (-0.249)	0.000*** (3.049)
<i>Industry_Gdp</i>	0.004 (1.172)	0.006*** (2.811)	0.004 (1.594)
<i>Foreign</i>	-0.017 (-0.071)	-0.121 (-0.810)	0.047 (0.274)
<i>Constant</i>	0.063 (1.376)	-0.039 (-1.321)	-0.023 (-0.676)
<i>City fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes
样本量	79	79	79
调整 $R^2$	0.823	0.728	0.917

## 5.2 信贷支持或信贷惩罚?

本部分进一步探索绿色金融改革作用于企业环境责任承担的影响机制。即,试点政策究竟是给绿色项目提供了信贷支持(内化治理收益),抑或是对污染企业实施了信贷惩罚(内化污染成本)?为此,将模型(1)中的因变量替换成新增信贷规模以及债务融资成本,并按照企业是否进行环保投资进行分组回归。借鉴吴超鹏等<sup>[35]</sup>的研究,本文采用银行借款的当年增加额/总负债衡量新增银行借款规模(*NewLoan*)。借鉴蒋琰<sup>[36]</sup>的研究,本文采用利息支出/期初和期末有息负债均值计

算债务融资成本(*Debtcost*)。

回归结果如表10所示。可以看到,本模型核心研究变量(*Treat × Post*)仅在无环保投资的样本组别通过了显著性检验。也就是说,在绿色金融改革试点推行后,相对于环境责任承担水平较高的企业,环境责任承担水平较低的企业新增银行借款规模显著较低,与此同时,企业的平均债务融资成本显著上升。由此,本文推测绿色金融改革主要是通过信贷惩罚机制将污染成本内化为企业的融资成本,进而促进试点企业承担环境责任。

表10 绿色信贷:支持或惩罚

Table 10 Green credit: Supporting or punishment

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>NewLoan</i>		<i>Debtcost</i>	
	有环保投资	无环保投资	有环保投资	无环保投资
<i>Treat × Post</i>	0.042 (0.888)	-0.049* (-1.671)	-0.004 (-1.083)	0.007** (2.206)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	308	698	308	698
调整 $R^2$	-0.049	0.132	0.467	0.527

## 6 稳健性检验

### 6.1 安慰剂检验

为了排除随机因素对企业环境责任承担的影响,本文进行了以下两种安慰剂检验:1)反事实事件.将政策实施时间由2017年前移至2015年,若样本时间在2015年及以后,反事实事件发生的哑变量(*PseudoPost*)为1,否则为0,回归样本期间为2013年—2016年.然后使用*PseudoPost*代替*Post*,采用模型(1)重新进行回归,具体的回归结果如表11第(1)列所示.2)反事实处理组.参考Cornaggia和Li<sup>[37]</sup>,本文提取回归样本中处理组哑变量(*Treat*)的全部取值,打乱顺序,随机地重新分配到每个样本观测值中(*RandomTreat*).然后使用*RandomTreat*代替*Treat*,采用模型(1)重新进行回归,具体的回归结果如表11第(2)列所示.回归结果显示,解释变量*Treat* × *PseudoPost*和*RandomTreat* × *Post*的系数估计值均不显著,表明企业环境责任的增加,并不是由随机因素引起,而是绿色金融改革带来的政策后果,说明了本文实证结果的可靠性.

### 6.2 企业环境责任承担的其他衡量方式

为了结论的稳健性,本文改变企业环境责任承担(环保投资)的衡量方式,重新进行回归.构建了如下4个替代变量:1)*EnvInvest2*,使用总资产对环保投资进行标准化处理,并经行业调整后

的环保投资水平.2)*EnvInvest3*,使用营业收入对环保投资进行标准化处理,不经行业调整的环保投资水平.3)*EnvInvest4*,使用营业收入对环保投资进行标准化处理,对于缺省值不进行补零处理,并经行业调整后的环保投资水平.4)*EnvInvest5*,使用营业收入对环保投资进行标准化处理,对于缺省值不进行补零处理,不经行业调整的环保投资水平.本文使用以上4个变量替代*EnvInvest1*,使用模型(1)重新进行回归,具体的回归结果如表12第(1)列~第(4)列所示.回归结果显示,解释变量*Treat* × *Post*的回归系数均显著为正,因此,在使用企业环境责任承担的其他衡量方式作为因变量进行回归后,本文主要结论依然成立.

表 11 安慰剂检验

Table 11 Placebo test

变量	(1)	(2)
	反事实事件	反事实处理组
	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>
<i>Treat</i> × <i>PseudoPost</i>	0.248 (0.782)	
<i>RandomTreat</i> × <i>Post</i>		-0.078 (-0.191)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes
样本量	666	1 006
调整 $R^2$	0.665	0.680

表 12 企业环境责任承担的其他衡量方式

Table 12 Other measures of environmental CSR

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>EnvInvest2</i>	<i>EnvInvest3</i>	<i>EnvInvest4</i>	<i>EnvInvest5</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.806* (1.954)	0.008* (1.911)	1.164** (2.471)	0.038** (2.111)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1 006	1 006	307	307
调整 $R^2$	0.659	0.569	0.693	0.597

### 6.3 其他匹配方式

为了结论的稳健性,本文改变样本倾向得分

匹配方式,采用最近邻匹配法,分别有放回地为每一个处理组样本匹配1个/2个/3个特征相似的

对照组样本,并使用匹配后的样本重新进行回归,具体的回归结果如表 13 第(1)列~第(3)列所示。回归结果显示  $Treat \times Post$  的回归系数均为正,且均在 5%的水平上显著,本文主要结论依然成立。

表 13 其他匹配方式

Table 13 Other methods of matching

变量	(1)	(2)	(3)
	1:1 匹配(有放回)	1:2 匹配(有放回)	1:3 匹配(有放回)
	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>
$Treat \times Post$	0.843 ** (2.066)	0.796 ** (2.003)	0.789 ** (2.041)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes
样本量	907	1 217	1 465
调整 $R^2$	0.691	0.642	0.614

### 6.4 其他样本区间

为了结论的稳健性,本文改变样本区间,分别使用 2014 年—2018 年和 2015 年—2018 年的样本重新进行回归,具体的回归结果如表 14 第(1)列和第(2)列所示。回归结果显示  $Treat \times Post$  的回归系数均为正,且均在 5%的水平上显著,与本文主要结论保持一致。

表 14 其他样本区间

Table 14 Other sample periods

变量	(1)	(2)
	2014 年—2018 年	2015 年—2018 年
	<i>EnvInvest1</i>	<i>EnvInvest1</i>
$Treat \times Post$	0.819 ** (2.318)	0.640 ** (2.007)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes
样本量	852	681
调整 $R^2$	0.736	0.769

## 7 结束语

如何激励企业主动承担环境责任是近年来实务界和学术界关注的重要话题。基于我国绿色金融改革区域试点的自然实验,本文以 2013 年—2018 年沪深两市 A 股上市公司为研究样本,实证分析了绿色信贷对企业环境责任承担的影响,验证了信贷机构的环境监督职能。实证结果表明,绿色信贷政策能有效激励企业环境责任的承担,进而有效降低环境污染,促进绿色经济发展。并且,这一激励效应在非国有企业和重污染企业中更为显著。进一步研究指出,信贷市场的环境监督效应依赖于基础制度建设,只有在完善的市场环境下,绿色信贷政策才能显著提高企业的环境责任表现。本文不仅从信贷市场的角度补充了企业 CSR 决定因素的相关文献,并且还从企业环境责任承担的视角为绿色信贷的经济后果研究提供了微观层面的实证证据,验证了金融作用于经济增长的可持续发展路径,扩充了金融与经济的关系理论。此外,本研究结果对于进一步深化金融供给侧结构性改革和建立可持续发展的经济模式亦具有重要的政策启示。

### 参考文献:

[1] 沈红波, 谢越, 陈峥嵘. 企业的环境保护、社会责任及其市场效应——基于紫金矿业环境污染事件的案例研究[J]. 中国工业经济, 2012, (1): 141 - 151.

Shen Hongbo, Xie Yue, Chen Zhengrong. Environmental protection, corporate social responsibility and its market response:



- Case study based on the environmental pollution incident of Zijin Mining Group Co. [J]. *China's Industrial Economics*, 2012, (1): 141—151. (in Chinese)
- [2] 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(9): 36—65.  
Ma Jun, Zhu Bin, He Xuan. How can family businesses become more active promoters of green innovation?: From the perspective of socioemotional wealth and institutional legitimacy [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(9): 36—65. (in Chinese)
- [3] Chen T, Dong H, Lin C. Institutional shareholders and corporate social responsibility [J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 135(2): 483—504.
- [4] Michelon G, Rodrigue M, Trevisan E. The marketization of a social movement: Activists, shareholders and CSR disclosure [J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2020, (80): 101074.
- [5] Herbohn K, Gao R, Clarkson P. Evidence on whether banks consider carbon risk in their lending decisions [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 158(1): 155—175.
- [6] Scholtens B. Finance as a driver of corporate social responsibility [J]. *Journal of Business Ethics*, 2006, 68(1): 19—33.
- [7] Jiang F, Jiang Z, Kim K A. Capital markets, financial institutions, and corporate finance in China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, (63): 101309.
- [8] 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.  
Su Dongwei, Lian Lili. Does green credit policy affect corporate financing and investment?: Evidence from publicly listed firms in pollution-intensive industries [J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (12): 123—137. (in Chinese)
- [9] 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.  
Wang Xin, Wang Ying. Research on the green innovation promoted by green credit policies [J]. *Management World*, 2021, 37(6): 173—188. (in Chinese)
- [10] 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.  
Wang Yao, Pan Dongyang, Peng Yuchao, et al. China's incentive policies for green loans: A DSGE approach [J]. *Journal of Financial Research*, 2019, (11): 1—18. (in Chinese)
- [11] 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.  
Cai Haijing, Wang Xiangyao, Tan Chao. Green credit policy, incremental bank loans and environmental protection effect [J]. *Accounting Research*, 2019, (3): 88—95. (in Chinese)
- [12] Aizawa M, Yang C. Green credit, green stimulus, green revolution? China's mobilization of banks for environmental clean-up [J]. *The Journal of Environment & Development*, 2010, 19(2): 119—144.
- [13] Zhang B, Yang Y, Bi J. Tracking the implementation of green credit policy in China: Top-down perspective and bottom-up reform [J]. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(4): 1321—1327.
- [14] 李维安, 张耀伟, 郑敏娜, 等. 中国上市公司绿色治理及其评价研究 [J]. *管理世界*, 2019, 35(5): 126—133.  
Li Weian, Zhang Yaowei, Zheng Minna, et al. Research on green governance of Chinese listed companies and its valuation [J]. *Management World*, 2019, 35(5): 126—133. (in Chinese)
- [15] Pigou A C. *The Economics of Welfare* [M]. London: Macmillan & Co., 1920.
- [16] 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(9): 192—208.  
Li Qingyuan, Xiao Zehua. Heterogeneous environmental regulation tools and green innovation incentives: Evidence from green patents of listed companies [J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(9): 192—208. (in Chinese)
- [17] Coase R H. The problem of social cost [J]. *Journal of Law & Economics*, 1960, (3): 1—44.
- [18] Dales J H. *Pollution, Property and Prices* [M]. Toronto: Toronto University Press, 1968.
- [19] 张宁, 张维洁. 中国用能权交易可以获得经济红利与节能减排的双赢吗? [J]. *经济研究*, 2019, 54(1): 165—181.  
Zhang Ning, Zhang Weijie. Can energy quota trading achieve win-win development for economic growth and energy savings in China? [J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(1): 165—181. (in Chinese)
- [20] 刘锡良, 文书洋. 中国的金融机构应当承担环境责任吗? ——基本事实, 理论模型与实证检验 [J]. *经济研究*,

- 2019, 54(3): 38–54.
- Liu Xiliang, Wen Shuyang. Should financial institutions be environmentally responsible in China?: Facts, theory and evidence [J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(3): 38–54. (in Chinese)
- [21] 刘婧宇, 夏炎, 林师模, 等. 基于金融 CGE 模型的中国绿色信贷政策短中长期影响分析 [J]. *中国管理科学*, 2015, 23(4): 46–52.
- Liu Jingyu, Xia Yan, Lin Shimo, et al. The short, medium and long term effects of green credit policy in China based on a financial CGE model [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2015, 23(4): 46–52. (in Chinese)
- [22] 徐思远, 洪占卿. 信贷歧视下的金融发展与效率拖累 [J]. *金融研究*, 2016, (5): 51–64.
- Xu Siyuan, Hong Zhanqing. Financial development and negative efficiency spillovers under credit discrimination [J]. *Journal of Financial Research*, 2016, (5): 51–64. (in Chinese)
- [23] 张国兴, 刘薇, 保海旭. 多重环境规制对区域产业结构变动的时滞效应 [J]. *管理科学学报*, 2020, 23(9): 95–107.
- Zhang Guoxing, Liu Wei, Bao Haixu. Study on the time-lag effect of multiple environmental regulation policies on regional industrial structure change [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(9): 95–107. (in Chinese)
- [24] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- Wang Xiaolu, Fan Gang, Hu Lipeng. *NERI Index of Marketization for China's Provinces* [M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2019. (in Chinese)
- [25] 张琦, 郑瑶, 孔东民. 地区环境治理压力, 高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验 [J]. *经济研究*, 2019, (6): 183–198.
- Zhang Qi, Zheng Yao, Kong Dongmin. Local environmental governance pressure, executive's working experience and enterprise investment in environmental protection: A quasi-natural experiment based on China's "Ambient Air Quality Standards 2012" [J]. *Economic Research Journal*, 2019, (6): 183–198. (in Chinese)
- [26] 王云, 李延喜, 马壮, 等. 环境行政处罚能以儆效尤吗? ——同伴影响视角下环境规制的威慑效应研究 [J]. *管理科学学报*, 2020, 23(1): 77–95.
- Wang Yun, Li Yanxi, Ma Zhuang, et al. Can the penalty for environmental violation act as a deterrent to peers?: The evidence from the peer effect of environmental regulation [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(1): 77–95. (in Chinese)
- [27] 靳庆鲁, 孔祥, 侯青川. 货币政策, 民营企业投资效率与公司期权价值 [J]. *经济研究*, 2012, 47(5): 96–106.
- Jin Qinglu, Kong Xiang, Hou Qingchuan. Monetary policy, investment efficiency and equity value [J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(5): 96–106. (in Chinese)
- [28] 张弛, 张兆国, 包莉丽. 企业环境责任与财务绩效的交互跨期影响及其作用机理研究 [J]. *管理评论*, 2020, 32(2): 76–89.
- Zhang Chi, Zhang Zhaoguo, Bao Lili. A study on the interactive and intertemporal influence and mechanism of corporate environmental responsibility and financial performance [J]. *Management Review*, 2020, 32(2): 76–89. (in Chinese)
- [29] Ghosh D, Olsen L. Environmental uncertainty and managers' use of discretionary accruals [J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2009, 34(2): 188–205.
- [30] 马文超, 唐勇军. 省域环境竞争, 环境污染水平与企业环保投资 [J]. *会计研究*, 2018, (8): 72–79.
- Ma Wenchao, Tang Yongjun. Provincial environment competition, environmental pollution level and enterprise' environmental protection investment [J]. *Accounting Research*, 2018, (8): 72–79. (in Chinese)
- [31] 唐国平, 李龙会, 吴德军. 环境管制, 行业属性与企业环保投资 [J]. *会计研究*, 2013, (6): 83–89.
- Tang Guoping, Li Longhui, Wu Dejun. Environmental regulation, industry attributes and corporate environmental investment [J]. *Accounting Research*, 2013, (6): 83–89. (in Chinese)
- [32] 王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注, 环境规制与企业环保投资 [J]. *南开管理评论*, 2017, 20(6): 83–94.
- Wang Yun, Li Yanxi, Ma Zhuang, et al. Media coverage, environmental regulation and corporate environment behavior [J]. *Nankai Business Review*, 2017, 20(6): 83–94. (in Chinese)
- [33] 张可, 汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出 [J]. *中国工业经济*, 2014, (6): 70–82.
- Zhang Ke, Wang Dongfang. The interaction and spatial spillover between agglomeration and pollution [J]. *China Industrial*

- Economics ,2014 ,( 6) : 70 - 82. ( in Chinese)
- [34] 范子英, 赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗? ——来自环保法庭设立的证据[J]. 经济研究, 2019, 54( 3) : 21 - 37.
- Fan Ziyang , Zhao Renjie. Does rule of law promote pollution control?: Evidence from the establishment of the environmental court[J]. Economic Research Journal ,2019 ,54( 3) : 21 - 37. ( in Chinese)
- [35] 吴超鹏, 吴世农, 程静雅, 等. 风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J]. 经济研究, 2012, 47( 1) : 105 - 119.
- Wu Chaopeng , Wu Shinong , Cheng Jingya , et al. The role of venture capital in the investment and financing behavior of listed companies: Evidence from China[J]. Economic Research Journal ,2012 ,47( 1) : 105 - 119. ( in Chinese)
- [36] 蒋 琰. 权益成本, 债务成本与公司治理: 影响差异性研究[J]. 管理世界, 2009 ,( 11) : 144 - 155.
- Jiang Yan. Cost of equity , cost of debt and corporate governance: Research on the different impacts [J]. Management World ,2009 ,( 11) : 144 - 155. ( in Chinese)
- [37] Cornaggia J , Li J Y. The value of access to finance: Evidence from M&As[J]. Journal of Financial Economics ,2019 ,131 ( 1) : 232 - 250.

## Can green credit facilitate corporate environmental CSR performance?

ZHONG Qin-lin<sup>1</sup> , XIA Xiao-xue<sup>2\*</sup> , JIANG Fu-xiu<sup>3</sup>

1. School of Management , Fudan University , Shanghai 200433 , China;
2. International Business School , Beijing Foreign Studies University , Beijing 100089 , China;
3. School of Business , Renmin University of China , Beijing 100872 , China

**Abstract:** Exploiting Green Finance Pilot Program as a natural experiment , this paper examines the effect of green credit on environmental CSR. Our results show that green credit facilitates the internalization of environmental externalities via the punishment mechanism and thus stimulates environmental CSR activities , leading to a lower level of pollution and to a sustainable and green growth. In addition , the positive effect of green credit on environmental CSR is more pronounced for non-state-owned enterprises and firms in high-polluting industries. Further analysis reveals that the efficacy of green credit relies on institutional development. In contrast to the existing studies which center on the role of public shareholders , this paper pays attention to the credit market as a vehicle to make firm more environmentally responsible. Our study sheds light on the role of finance in fostering sustainable economy , contributing to the theory of finance-growth nexus.

**Key words:** green credit; environmental CSR; credit market; financial leverage; environmental pollution; institutional development