·经济学与工商管理·

承担环境责任如何影响银行信用风险？——基于绿色信贷的视角

□郭亚伟 郭冰倩 林婉龄 汪宁丽

[摘 要] 银行承担环境责任如何影响其信用风险是当今可持续发展背景下亟须研究的重要议题。本文从绿色信贷的视角出发，使用2005～2022年中国131家上市和非上市银行样本数据，构造倾向性得分匹配–多时点双重差分模型，分析承担环境责任如何影响银行的信用风险。研究发现，绿色信贷对商业银行的信用风险有显著降低作用。其次，调节机制分析发现，地区市场化水平对实施绿色信贷商业银行的风险水平具有正向调节作用，银行声誉水平起着负向调节作用。异质性分析表明，绿色信贷对已上市、资产规模较大、流动性充足、位于东部的商业银行而言，其信用风险降低效应更加显著。研究结论为深入理解银行承担环境责任的影响和完善商业银行信用风险监管体系提供了参考依据。

[关键词] 绿色信贷；信用风险；商业银行；倾向性得分匹配；多时点双重差分

[中图分类号] F49 [文献标识码] A [DOI] 10.14071/j.1008-8105(2024)-3019

引 言

随着全球气候变暖和环境污染问题日益严重，如何发展绿色经济已成为国际社会共同关注的焦点。作为世界上最大的发展中国家，中国提出了在2030年前达到碳达峰、2060年前实现碳中和的目标以应对环境问题。同时，党的二十大报告指出，我国需要加快建立绿色、低碳和循环发展的经济体系，以实现经济发展既保持合理的增长速度，又实现质的稳步提升，这意味着中国始终致力于在保护环境的同时，推动绿色金融发展[1~2]。商业银行作为核心的金融机构和资金配置的枢纽，自觉承担环境责任并推动绿色金融可持续发展义不容辞。为实现经济发展与环境保护的协调统一，中国明确推出了绿色信贷。绿色信贷是国家通过金融手段引导商业银行资金流向环保项目，促进经济结构向绿色低碳转型的重要工具之一。绿色信贷主要由商业银行提供，是商业银行承担环境责任的重要表现，体现了银行在绿色经济发展中的担当。2007年7月，国家环保总局、中国人民银行和原银监会联合发布《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》，强调了要积极利用信贷手段保护环境，随后《绿色信贷指引》《绿色信贷统计制度》等一系列的配套文件陆续出台，表明了政府向公众传达可持续发展的理念，鼓励开展绿色生产经营，规范和推动我国绿色信贷的实施，从而实现绿色经济的高质量发展。

[收稿日期] 2024－10－17

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目（72103045）；教育部人文社科项目（21YJC630035）；福建省中青年项目（JAS20027）.

[作者简介] 郭亚伟，福州大学经济与管理学院副教授、硕士生导师；郭冰倩，福州大学经济与管理学院硕士研究生；林婉龄，福州大学经济与管理学院硕士研究生.

[通信作者] 汪宁丽，上海大学经济学院讲师. E-mail: ningli_wang@163.com.

[引用格式] 郭亚伟，郭冰倩，林婉龄，等. 承担环境责任如何影响银行信用风险？——基于绿色信贷的视角[J]. 电子科技大学学报（社科版），2025, 27(1): 83-102. DOI: 10.14071/j.1008-8105(2024)-3019.

[Citation Format] GUO Ya-wei, GUO Bing-qian, LIN Wan-ling, et al. How does undertaking environmental responsibility affect bank credit risk?—based on the perspective of green credit[J]. Journal of University of Electronic Science and Technology of China(Social Sciences Edition), 2025, 27(1): 83-102. DOI: 10.14071/j.1008-8105(2024)-3019.

目前，在绿色信贷政策的引导下，我国绿色信贷规模正在不断扩张。中国人民银行官网的数据显示，截至2023年末，绿色信贷余额已经突破30亿元大关，同比增速高达36.5%，远超各项贷款的平均增速26.4%。商业银行作为绿色信贷的主要资金提供方，在开展绿色信贷业务时通过提供贷款产品给予绿色环保企业优惠利率资金支持，从而承担环境责任，赢得良好的声誉[3]，同时压缩“两高一剩”产业的盈利空间，将信贷资源转移到前景良好的绿色环保产业，改善信贷结构，提高资产质量，降低商业银行的信用风险[4~5]。但是，不可忽略的是商业银行也面临由于绿色项目投资大、周期长和回报慢等特点所引发的信用风险挑战[6]。这意味着在绿色金融发展的背景下，开展绿色信贷业务使商业银行在追求盈利最大化的同时，需要兼顾社会和环境保护责任，未来不确定性增加，面临的信用风险也更为复杂。商业银行是否能实现经济效益和社会责任的双赢呢？为促进绿色信贷的稳定可持续发展，丰富我国绿色金融领域的相关研究，有必要全面且深入探讨绿色信贷对商业银行信用风险的影响。

一、文献综述

绿色信贷对商业银行信用风险的影响究竟是促进还是抑制作用？现有国内外文献仍未有定论。部分学者认为，绿色信贷业务对商业银行信用风险起抑制作用。绿色信贷业务使商业银行减少对高碳污染行业的贷款或是提高融资门槛以承担环境责任，而将信贷资金转向绿色产业。郝清民等学者使用灰色关联度和相关性分析方法发现商业银行开展绿色信贷融资业务，降低“两高一剩”行业贷款改善了银行的信贷结构，降低了信贷风险[7]。李苏等学者认为绿色信贷的实施对商业银行具有收益与声誉效应的多方协同，有利于形成激励作用，提升银行绩效水平，从而减少商业银行面临的信用风险[8]。梁琪等通过测算我国50家重要商业银行数据，构建银行绿色治理评价体系，利用双向固定效应模型研究发现，银行绿色治理能够有效降低银行信用风险[9]。国外学者Ali使用固定效应模型对2015 ~ 2020年阿联酋23家银行数据进行分析，发现绿色信贷有效降低了不良贷款率[10]。此外，Zhou等以2012年《绿色信贷指引》的发布为标志性事件，基于双重差分模型得出绿色信贷能够显著缓释银行所面临的社会责任与自身盈利困境问题[11]。Lee等研究发现包括绿色信贷和碳排放交易等在内的多个绿色经济政策能够有效降低银行违约风险发生概率，减轻绿色问题对商业银行信用风险的影响[12]。

然而，还有一部分学者则认为商业银行开展绿色信贷业务会加剧自身信用风险。Scholtens和Dam分析赤道银行的业绩发现，因为赤道原则的项目的透明度较差，使得商业银行发展可持续金融对自身信用产生影响，如果不能较好解决环境问题引发的风险，就会面临信用危机[13]。Motoko利用环境数据集发现银行在开展绿色信贷业务时会受到政府干预，这会破坏市场的自动调节作用，造成信贷资金的不合理分配，增大信用风险[14]。Feng等认为尽管政府支持绿色信贷合作，但银行与绿色企业之间普遍存在的信息不对称会导致误判和随之而来的银行信用风险问题[15]。此外，绿色产业绿色企业多处于新兴产业，短期发展具有较大的不确定性，不完善的配套措施会降低商业银行的成本效率使商业银行的风险增加。苏冬蔚等运用双重差分法考察绿色金融政策对重污染企业投融资行为，发现绿色信贷指引使得企业增加了合规成本，银行很难识别企业的环境风险，这可能导致银行违约风险增加[16]。Chen等认为开展绿色信贷业务可能导致企业项目收益下降或未能按时偿还贷款，这迫使银行承担与绿色信贷项目环境风险相关的信用和市场风险[17]。

通过梳理文献发现，国内外学者运用了不同的方法对绿色信贷对商业银行信用风险的影响进行了相关研究，得到了丰富的研究成果，但是关于两者关系依旧存在争议。可能的原因及不足之处在于：一是研究方法不够准确，部分文献关于绿色信贷对商业银行信用风险影响的研究大多采用普通最小二乘法回归模型进行参数检验，或者多以2007年多部门联合发布的《意见》或2012年颁布的《绿

色信贷指引》作为准自然实验使用双重差分模型进行研究，未能考虑到各家银行绿色信贷执行节点的差异性，可能存在由政策预期引发的天然内生性问题，导致研究结果有较大偏误。二是研究对象不够全面。现有文献对商业银行的研究中大多只关注上市商业银行，未能覆盖我国绝大部分城市商业银行和农村商业银行，可能无法全面评估绿色信贷对所有类型商业银行的信用风险影响，存在着一定的样本选择偏差。因此，全面考量我国不同类型商业银行对研究绿色信贷业务的影响有重要意义。

此外，虽然已有大量的文献讨论了绿色信贷与商业银行信用风险之间的关系，但是大部分只停留在对二者之间直接关系的研究，且大多数文献以商业银行的业务经营范围为划分依据，而绿色信贷实施效果与当地经济发展水平和环境承载能力有关，现有研究未将银行所在区域的异质性与银行自身多维因素结合考察，无法全面准确评估不同情境下绿色信贷影响商业银行信用风险的差异化特征。从影响机制来看，研究绿色信贷对商业银行信用风险的影响路径的文章大多集中于行业和产业结构层面的政策传导，但是基于银行自身与外部环境相结合的视角探究影响机制的文献相对较少。在“双碳”战略背景下，基于内外部结合的视角，将地区发展水平和银行自身因素纳入机制分析，对于防范商业银行信用风险意义重大。

二、理论分析与研究假设

（一）绿色信贷与商业银行信用风险

开展绿色信贷业务使商业银行所面临的信用风险变得更为复杂。一方面，绿色信贷可能降低商业银行信用风险。从贷款质量角度来看，重污染企业在绿色发展背景下面临更严格的环境规制，需要投入更多的资金用于污染治理、设备改造和环保设施建设等以满足环保监管要求，因此导致额外承担的成本上升，这些额外的负担可能使得企业无法如期偿还银行的到期债务[17]，其信贷违约风险往往会增加。而在绿色信贷推行后，商业银行将资金转向更加环保、具备可持续发展潜力的优质绿色企业，优化银行贷款质量[18~19]，从而降低了因贷款给高污染企业而产生的违约与坏账风险。从声誉溢出视角来看，商业银行推行绿色信贷业务承担环境责任，赢得良好的声誉，更容易吸引高质量客户，降低信用风险[20]。同时，随着绿色产业的蓬勃发展，商业银行在绿色信贷领域的市场份额也将不断扩大，进一步推动其在绿色金融领域的创新发展[21]，减少其信用风险发生的可能。另一方面，绿色信贷可能增加商业银行信用风险。从绿色信息披露不充分的视角出发，目前绿色信贷项目的评估标准以及信息披露机制尚存在诸多待完善之处，银行在评估环保项目的潜在风险与预期收益时，可能会面临信息获取不全面的问题或遭遇信息质量参差不齐的困境[22]。这种信息不对称的现象，很可能会误导银行对信用风险的准确判断，进而对其信贷决策造成不利影响。其次，商业银行在识别和评估绿色项目时可能面临逆向选择和道德风险问题[23]，且绿色项目回报周期较长，资金的安全性和回报性难以预测，项目投资成功率具有不确定性。绿色项目常见的高门槛性，不仅会增加银行的运营成本，还可能导致企业的自身流动性遭受威胁，增加银行的信用风险。基于此，本文提出竞争性假设H1：

H1a：商业银行实行绿色信贷会显著降低商业银行的信用风险。

H1b：商业银行实行绿色信贷会显著提高商业银行的信用风险。

（二）绿色信贷影响商业银行信用风险的调节机制

市场化水平和银行声誉水平在绿色信贷对商业银行风险的影响中发挥着重要调节作用。首先，在外部因素方面，政策环境和市场环境对绿色信贷信用风险的影响不容忽视。我国市场化改革旨在让经济活动与市场自身规律“同频共振”，但因各地区资源配置效率的不平衡，我国区域市场化进程和经济效率存在差距，而银行实施绿色信贷容易受到地区市场发展水平等外部因素的影响[24]。市场化程度的不同可能会对绿色信贷的实施效果产生不同影响，从而影响商业银行的信用风险[25]。从

信贷规模标准来看，地区市场化水平的提高会带来更多的绿色项目，这可能导致银行放宽信贷标准，授信给一些实际上并不具备良好还款能力的借款人，增加商业银行的信用风险隐患[26]。从银行的贷款对象来看，随着市场化进程的推进以及环境保护和可持续发展的理念日益深入人心，商业银行面临日益增长的绿色信贷需求，中小银行开展绿色信贷业务的门槛降低，进入绿色信贷市场的可能性增加，从事绿色信贷业务的银行数量在逐步上升。然而，部分商业银行在应对绿色信贷等新型业务所涉及的风险因素方面，掌控能力仍需提升，如果未能采取有效措施进行风险管理，会加剧银行信用风险发生的可能[27]。从银行的信贷投资结构角度看，绿色指数低于平均水平的地区，由于环境污染严重，环境承载力低，更容易受到“绿色信用指南”的约束[28~29]。地区市场化水平会影响商业银行对绿色项目的投资，绿色项目通常具有较长的回报周期和较高的不确定性，这可能增加商业银行的信用风险[30]。因此，地区市场化水平的变化可能会促使银行采取措施应对绿色信贷，从而影响商业银行信用风险。基于此，本文提出假设：

H2：市场化水平在绿色信贷对商业银行信用风险的影响中发挥调节作用。

从内部因素来看，开展绿色信贷业务有助于帮助银行树立良好的社会形象，提升其品牌价值，吸引更多的优质客户。一方面，根据声誉理论，银行通过发放绿色信贷，获取较高的社会认同感与信任感，提高银行的声誉水平和市场口碑，这更有利于银行客户质量的提升。绿色信贷投向的企业和项目通常具有较高的社会责任感和环保意识，这有助于降低信贷违约可能。企业有贷款需求时，会选择拥有较好声誉的银行，落实绿色信贷政策可以向外界释放正向的声誉信号，使商业银行更加注重风险管理和合规性，降低银行的信用风险[3]。另一方面，银行绿色声誉也具有正向激励作用，能够改善银企间的信息不对称。绿色声誉较高的银行更能以自己的规则区分企业的好坏，筛选出优质企业，巩固其市场地位，防止逆向选择风险，从而降低不良企业的鱼目混珠造成信用风险的可能[31]。第一梯队开展绿色信贷业务的商业银行更有可能获得盈利机会，增加媒体关注度，形成特有的价值优势，这有利于改善银行的贷款质量结构，分散信用风险。综上，实施绿色信贷可能提高银行的绿色声誉水平，并以此促使银行确立稳健的风险政策，影响其信用风险。基于此，本文提出假设：

H3：银行声誉水平在绿色信贷对商业银行信用风险的影响中发挥调节作用。

（三）绿色信贷影响商业银行信用风险的异质性分析

首先，对于上市商业银行和非上市商业银行而言，其在实施绿色信贷业务时需考虑的社会形象、监管政策和激励措施存在着较大不同。从社会形象的角度看，上市商业银行身处竞争激烈的市场环境之中，需积极展现其在金融市场中的良好声誉与社会责任感。通过实施绿色信贷，上市商业银行能够有效体现其对可持续发展与环境保护的密切关注，从而稳固其社会形象[9]。相较之下，由于市场地位与规模方面存在局限性，未上市商业银行可能更倾向于传统的盈利模式，因此在绿色信贷业务方面的投入力度可能较小。从监管政策与激励措施来看，政府对上市商业银行的绿色信贷业务给予诸多政策扶持，如优惠贷款利率与税收减免等，鼓励这些银行加大在绿色信贷领域的投入，并且其财务状况与运营信息需按照上市公司相关法律条款规定进行公开披露，透明度较高。相比之下，未上市银行的相关绿色政策支持相对较少，财务信息披露范围有限，透明度相对较低，其开展绿色信贷业务的积极性可能受到一定制约，影响绿色信贷的实施效果，进而对商业银行信用风险产生不同影响。

其次，对于银行来说，开展绿色信贷业务可能会面临绿色信贷项目周期长、前期投入大以及短期收益低的情况，这对银行的资金实力和风险管理能力提出了更高的要求。规模较大的银行具有更雄厚的资金实力，能够较好满足绿色信贷长期、大额的资金需求，在运营过程中能够通过实现范围经济和规模经济的协同效应，提升抵御绿色信贷潜在不利影响的能力[32]，因此资产规模较大的银行往往绿色信贷投放力度更大，在总贷款中的占比也更高[33]。此外，规模较大的银行由于要管理的资金量更庞大，一般比规模较小的银行具有更专业的风险管理团队和先进的风险评估工具，能对客户的信用状况和还款能力进行更全面且深入的评估，严格把控风险。同时还能利用自身的市场地

位和优势，争取到更多的政府财政资金支持，用于对绿色信贷进行财政贴息和风险补偿。因此，资产规模不同的商业银行实行绿色信贷的力度和效率等存在差异，进而对商业银行信用风险的影响也不同。

此外，商业银行的流动性是其经营活动的核心要素。在开展绿色信贷业务时，银行通常需要提供长期贷款，增加中长期贷款在总资产中的比例。这一模式无疑加大了银行的长期资金压力，特别是在利用短期存款来支持长期绿色项目时。若银行流动性不足，可能会面临资金链断裂的风险。流动性充足的商业银行在资本调配方面拥有更大的灵活性。考虑到自身利益和规避信用风险的需要，流动性充足的银行可以控制对污染企业的短期贷款金额，这将对缓解投融资期限错配产生积极影响[34]。相较之下，流动性较弱的商业银行在投放绿色项目贷款后可能面临长时间的资金占用和回收压力。这可能会导致其无法合理调配资金或变现资产以满足客户需求，也可能使其在获取足够资金以满足其负债或资产增长需求时面临更高的成本。因此，流动性状况影响着商业银行绿色信贷压力，导致绿色信贷实施以及资金分配不尽相同，面临的信用风险也存在一定差异。

最后，我国地域广阔，各经济区域在宏观环境和市场竞争等方面呈现显著差异性，东西部地区的中小企业发展极不均衡，包括企业的数量、规模、环境友好项目和企业质量。江伟指出，绿色信贷在东部地区具有更广泛的积极影响，而在中西部地区政策实施效果不明显[35]。这是由于东部地区“两高一剩”企业数量较其他地区更多，地方政府在产业结构转型和环境治理方面往往面临较大压力。从市场发展角度来看，东部地区经济社会发展水平在全国较为突出，市场扩张潜力大，能较好适应信贷规模扩张，中小企业融资难度相对较低。受我国城市商业银行的发展现状约束，中西部地区城市商业银行盈利能力、资产流动对政策变动的适应性低于东部地区[36]。从政策传递视角来看，东部地区经济发达，区位优势特征明显，在环保方面的投入力度也更大，环保政策执行更加严格，重污染企业的产值受到影响，产品供给朝向绿色环保产业，这些经过严格环境评估的绿色项目通常具备更高的可持续发展性和较低的环境风险，有利于降低贷款违约概率，实现经济与环境的双重效益[37]。因此，商业银行绿色信贷的实行效果和面临的信用风险往往由于地域的金融环境及区域宏观经济政策而不同。基于此，本文提出假设：

H4：绿色信贷对商业银行信用风险的影响在上市银行和非上市银行间以及资产规模大小、流动性状况和所在区域不同的银行间存在差异。

三、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文以2005 ~ 2022年中国商业银行作为研究样本，剔除所有连续样本不足3年的银行、剔除所有外资银行以及3家政策性银行。最终保留6家国有大型银行，12家全国性股份制银行，82家城市商业银行，31家农村商业银行，共计131家银行，获得样本观察值2 103个。数据均来自WIND数据库和CSMAR数据库。其中，银行绿色信贷缺失数据通过查阅各家商业银行年报、银行社会责任报告以及原银保监会相关报告等手动补齐。此外，在样本研究区间内，部分银行因成立时间或银行间存在合并重组相关问题，使得银行并非每年都有观测值，故样本为非平衡面板数据。考虑到采用面板数据为样本进行分析时，观测值仅占非平衡面板数据较小部分，故本文以商业银行非平衡面板数据为研究对象。由于本文数据结构属于大N小T型的短面板数据，因此没有对变量进行平稳性检验。

（二）模型构建与变量选择

绿色信贷对商业银行信用风险的影响实质在于探究商业银行在绿色信贷信息披露前后的信用风险差异。多时点双重差分适用于同一政策在影响群体中的渐进实施或者某一事件在微观层面分别实行的情形，能够利用控制组作为反事实参照组对评估政策或处理的效果进行准确评估，解决内生性问题，契合本文研究主题。但是在观察研究数据方面依然有可能存在选择性偏差问题，导致政策评估工作增加一定的“噪音”。此外，由于实验组和对照组在所处区域及自身特征层面存在差

异，导致政策效应评估结果可能产生偏差。为克服“噪音”的影响，借鉴丁宁等思想[6]，使用倾向得分匹配与双重差分结合的方法，构造截面PSM（Propensity Score Matching），运用近邻匹配方法在对照组中寻找与实验组银行具有相似倾向得分的银行，确保银行的特征方面尽可能相似，找到满足共同支撑条件的最优对照组，从而准确地估计出绿色信贷的净效应。基于此，本文建立倾向得分匹配–双重差分模型（PSM-DID），探究绿色信贷对商业银行信用风险的影响。模型如下：

$$NPL_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 Control_{it} + Bank_{FE} + Year_{FE} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，NPL_{it}表示银行i在t年度的信用风险；α_1为重点关注的参数，度量了银行信用风险受到绿色信贷冲击前后的平均差异，如果α_1显著大于0，表示绿色信贷政策的实施显著提高商业银行的信用风险，反之则表明无显著提升作用。DID_{it}为虚拟变量，表示银行类别虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项$Green_i \times policy_{it}$，$Control_{it}$表示控制变量合集。$Bank_{FE}$和$Year_{FE}$分别为银行个体固定效应和年份固定效应，$\varepsilon_{it}$为随机扰动项。式（1）为本文的基准模型。若显著为正则说明绿色信贷提高我国商业银行的信用风险；若显著为负，则说明绿色信贷可以降低我国商业银行的信用风险。

为进一步验证假说H2和H3，在式（1）的基础上，构建调节变量与绿色信贷的交乘项，模型设定如式（2）：

$$NPL_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 MOD_{it} + \alpha_3 MOD_{it} \times DID_{it} + \alpha_4 Control_{it} + Bank_{FE} + Year_{FE} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，MOD_{it}代表调节变量，系数项α_3主要考察调节变量对绿色信贷与商业银行信用风险之间关系的调节效应。从系数符号来看，若α_1与α_3符号相同，说明存在促进效应；若符号相反，说明存在抑制效应。从系数显著性来看，若α_3不显著，说明绿色信贷将直接影响商业银行信用风险，若α_3系数显著，则说明地区市场化水平和银行声誉水平在二者关系之间发挥了调节效应。

具体变量选择如下：

被解释变量。银行信用风险。由于本文样本中包含大量非上市银行，从数据可得性考虑，且银行信用风险增加的最直接表现是不良贷款的增加[38~39]，选择不良贷款率（NPL）作为银行信贷风险的衡量指标。在后文稳健性检验中，用银行破产风险指数（ZSCORE，以下简称Z值）替换被解释变量。

核心解释变量。绿色信贷政策的虚拟变量。将绿色信贷政策作为一项准自然实验，以银行类别虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项$Green_i \times policy_{it}$来表明绿色信贷的政策处理效应。具体地，以银行是否有效公布绿色信贷相关信息为依据划分处理组和对照组，有效公布绿色信贷相关信息的银行为处理组，Green的值为1，反之为未能有效公布绿色信贷相关信息的银行对照组，$Green_i$的值为0。将绿色信贷实施前后的时间虚拟变量$policy_{it}$分别设置为0和1。由于当前的商业银行落实绿色信贷的时间不尽相同，因此，不同商业银行的时间虚拟变量并不完全一致。

控制变量。为控制银行微观层面的特征，本文引入如下控制变量：存贷比（LDR），衡量银行盈利能力；资产负债率（TRD），反映商业银行偿还债务的能力；资产充足率（CAR），是衡量商业银行经营的安全性的指标。宏观层面的控制变量包括：居民消费价格指数（CPI），被用于观察和分析消费品价格变动对居民生活的影响，度量一组代表性消费商品及服务项目的价格水平。地区生产总值增速（RGDP），是衡量各地区人民生活水平的一个标准的指标，控制当地经济发展水平。银行业景气指数（BBI），反映银行家对经济形势的判断，洞察当年银行业的整体经营状况及其发展趋势。

协变量。参考魏丽莉和侯宇琦的做法[40]，进行倾向得分匹配的平稳性检验，加入以下协变量作为匹配变量。净息差（NIM），反应银行盈利能力；成本收入比（CIR），是银行的成本控制指标，反映商业银行的运营效率。流动性比率（FLU），是银行短期偿债能力，流动性比率越高，银行短期偿债能力就越强。非利息收入占比（NIR），是反映银行的收入结构是否合理健康的指标，衡量商业银行除利差收入之外的营业收入大小。资产负债率（TRD），反映银行经营状况的指标，度量债权人发放贷款的安全程度。

调节变量。市场化水平(GDI),参考樊纲等编制的《中国分省份市场化指数报告》中披露的各个省份市场化总指数衡量,根据1997 ~ 2019年的数据,参考采用历年平均增长率推算得到2020 ~ 2022年的数据[41~42]。银行声誉水平(REC),考虑信息不对称问题,学者常以媒体对银行环境和社会行为的报道刻画其相关声誉[43]。文章借鉴Francis的做法[44],在慧科新闻数据库中检索媒体对银行绿色信贷情况的报道数量,作为衡量银行绿色声誉的代理变量。若媒体提及样本银行开展绿色信贷的积极行动,则相应为该样本银行的绿色声誉加1分,最终将报道声誉值取对数作为声誉水平变量指标。具体变量说明见表1所示。

(三)统计特征分析

变量的描述性统计如表2所示。银行信用风险NPL的均值为1.757,最小值为0.004,最大值为29.230,说明不同银行的信用风险存在一定差距。因此在实证分析之前本文对处理组及对照组的银行进行倾向值匹配,排除离群值影响,确保结果更加稳健。此外绿色信贷净效应变量DID的均值为0.235,可见当前绿色信贷占比较低,中国商业银行绿色信贷的推广有待加强。其他变量的描述性统计结果都在合理范围内,与现有研究基本一致,不再赘述。

表 1　变量说明

	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	不良贷款率	NPL	不良贷款总额/银行贷款总额
解释变量	处理变量	$Green_i$	处理组为1,对照组为0
	时间变量	$Policy_{it}$	披露绿色信贷前为0,披露绿色信贷数据后为1
	绿色信贷净效应	DID	Green×Policy的政策净效应
控制变量	资本充足率	CAR	资本/风险资产
	存贷比	LDR	银行贷款总额与存款总额之比
	资产负债率	TRD	负债总额/资产总额
	银行业景气指数	BBI	采用银行业景气指数年度平均值表示
	地区生产总值增速	RGDP	地区生产总值与上一时期相比百分比的变动
	居民消费价格指数	CPI	消费者物价水平与上一时期相比百分比的变动
协变量	净息差	NIM	(银行全部利息收入—银行全部利息支出)/全部生息资产
	流动性比率	FLU	流动资产/流动负债
	非利息收入占比	NIR	(营业净收入—利息净收入)/营业净收入
	成本收入比	CIR	营业费用/营业收入
调节变量	市场化水平	GDI	市场化指数
	银行声誉	REC	媒体正面报道数量取对数

表 2　描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
NPL	2 103	1.757	1.896	0.004	29.230
DID	2 103	0.235	0.424	0.000	1.000
NIM	2 103	3.586	6.918	0.051	99.790
CIR	2 103	34.021	9.173	12.540	169.850
FLU	2 103	21.719	27.204	0.045	192.970
NIR	2 103	19.285	13.965	0.029	98.482
LDR	2 103	68.496	12.984	5.108	109.984
TRD	2 103	93.489	2.570	85.929	98.829
CAR	2 103	13.429	3.816	–1.572	62.040
RGDP	2 103	8.823	3.462	–5.000	23.800
CPI	2 103	2.469	1.585	–2.300	8.500
BBI	2 103	73.953	8.522	60.500	89.100

四、实证分析

（一）基准回归结果

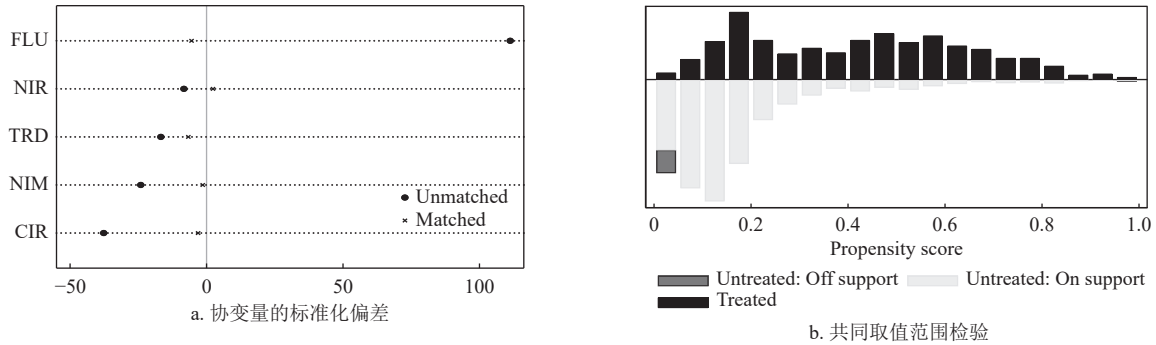
PSM方法可以为处理组找到背景特征相似的对照组，由此减少观察性研究中的选择偏差。因此，先对数据进行倾向得分匹配估计。表3描述了1∶1卡尺最近邻匹配后的平衡性检验结果，可以看出，经过处理后的对照组平均值与处理组更接近，对照组和处理组匹配后各变量的标准偏误均显著降低，各协变量偏误减少幅度均超过60%，协变量匹配后的标准偏误绝对值均小于10%，即两组样本在经过倾向值匹配后，其变量特征更为接近，匹配后的*P*值均不显著，协变量的匹配结果都在合理范围内，满足双重差分平衡性假设要求。

图1是平衡性检验，其中图1a展示了协变量的标准化偏差，图1b对共同取值范围进行检验。根据图1a所示，协变量的标准偏误在0附近集中分布，误差显著减少，表明匹配后的样本在一定程度上缓解了内生性问题。图1b则表明，大多数样本银行都在共同取值范围内，未在共同取值范围内的样本的倾向得分值分布较为极端，说明样本通过共同支撑检验。综合来看，两组样本在经过倾向值匹配后，其变量特征比较接近，通过平衡性检验，满足双重差分假设要求。同时，基期对照组样本各变量更接近于处理组样本，可以减小在双重差分检验时误差对政策净效应的影响，更好地进行下一步的检验。

图2显示了在截面PSM的处理方法下，处理组和对照组的所有商业银行进行最近邻倾向得分匹配前后的核密度函数曲线。从图2可以看出，匹配前后两条核密度曲线偏差都比较大，但匹配后均值线之间的距离缩短，两条曲线更加接近。从曲线的形状联系可以看出，匹配前后的曲线联系更加紧

表 3　PSM前后变量的匹配结果

变量	匹配前后	平均值		标准偏误/%	偏误减少幅度/%	*T*值	*P*值
		处理组	对照组				
NIM	匹配前	2.552	3.903	–24.100	94.100	–3.810	0.000
	匹配后	2.552	2.632	–1.400		–1.200	0.231
CIR	匹配前	31.634	34.753	–37.300	91.700	–6.680	0.000
	匹配后	31.634	31.891	–3.100		–0.580	0.564
FLU	匹配前	43.076	15.161	111.300	95.000	22.150	0.000
	匹配后	43.076	44.459	–5.500		–0.750	0.455
NIR	匹配前	18.428	19.548	–8.300	71.800	–1.560	0.119
	匹配后	18.428	18.113	2.300		0.400	0.692
TRD	匹配前	0.932	0.935	–16.700	60.100	–2.860	0.004
	匹配后	0.932	0.933	–6.700		–0.980	0.325



a. 协变量的标准化偏差　　b. 共同取值范围检验

图 1　平衡性检验

密。在核匹配之前的区域，处理组曲线较为平缓，而对照组曲线呈现多峰形态（图2a），表明数据存在多个聚集中心或分组。从曲线的高度可以看出，处理组和对照组银行的相关指标数据分布的中心和主要聚集的峰值节点存在明显不同，两组样本的倾向得分值的概率密度分布存在明显差异，如果未经倾向得分匹配，必然产生严重的估计偏误。在完成最近邻匹配后，数据分布相对集中，保留下来的两组样本银行的概率密度分布差距缩小（图2b），表明匹配后样本的选择性偏差有明显改善，两组样本银行各方面特征差异缩小[45]。综合来看，经过倾向两组样本的匹配效果相对有效，因此可以在一定程度上说明截面PSM产生了降低样本选择性偏差，具有良好的数据处理效果。

在倾向得分匹配估计的基础上，使用双重差分模型探讨绿色信贷对银行信用风险的影响。而双重差分模型的应用前提是满足平行趋势，即在政策开始之前，处理组和对照组需要有共同的趋势，否则银行信用风险差异可能是因为处理组和对照组本身的不同，而非受到绿色信贷政策影响。故本文构造式(3)进行平行趋势检验。

$$\mathrm{NPL}_{it} = \alpha_0 + \sum_{-5}^{5} \beta_t \mathrm{DID}_{it} + \alpha_2 \mathrm{Control}_{i,t} + \mathrm{bank}_{FE} + \mathrm{Year}_{FE} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中，DID_{it}是一组虚拟变量，若银行i第t年实施了绿色信贷的银行则取值为1，反之取0。β_t反映绿色信贷实施的第t年，披露绿色信贷数据的银行和未披露绿色信贷数据银行的风险差异。本文的样本观察期为2005 ~ 2022年，考虑到政策实施前5年和后5年数据较少，因此政策实施前5年的数据汇总到第–5期，政策实施后5年的数据汇总到第5期。

平行趋势检验结果如图3所示，在政策实施之前，交互项的估计系数均不显著，表明处理组和对照组银行的信用风险变化趋势一致，在政策实施前并无显著差异，满足平行趋势假定。政策实施之后，交互项估计系数显著为负，表明绿色信贷对银行信用风险产生了一定影响。因此，平行趋势检验结果表明DID模型适用于本文研究。

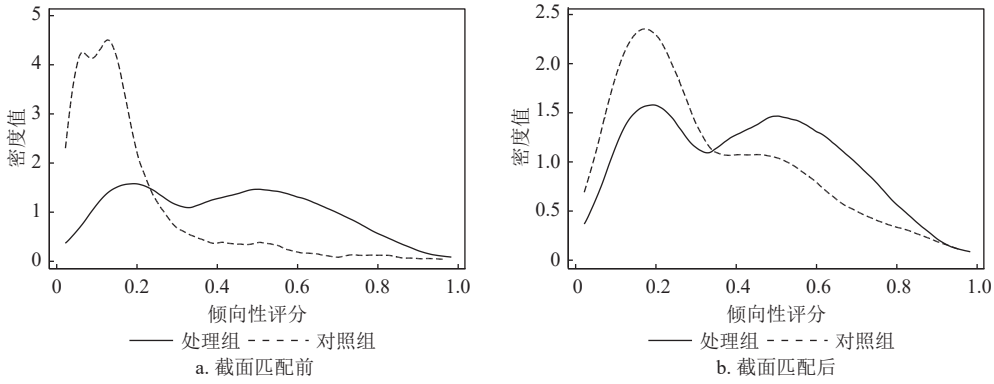


图 2　核密度分布

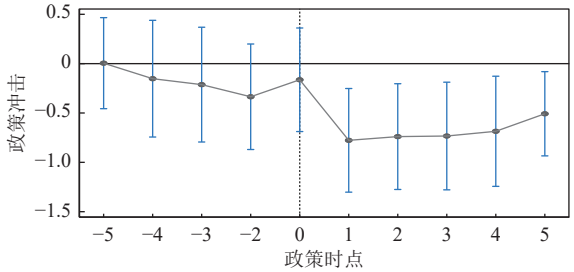


图 3　平行趋势检验

表4报告了绿色信贷政策对银行信用风险的影响。其中第(1)列未考虑控制变量和固定效应，第(2)列在第(1)列基础上加入固定效应，第(3)列在(1)列基础上加入控制变量，第(4)列在第(3)列的基础上加入固定效应。结果显示，代表绿色信贷的核心解释变量DID的系数估计值为–0.467，在1%水平下显著为负，表明绿色信贷的出台可以显著降低商业银行的信用风险水平，并且在加入控制变量的情况下，实施绿色信贷的商业银行信用风险相比未实施绿色信贷的银行降低0.467%，这一结论与Luo等学者的研究结果类似[43]。这可能是由于：首先，绿色信贷通常用于支持环境友好和可持续发展的项目，这些项目通常具有较低的环境风险和社会风险。商业银行在项目筛选过程中会更加严格，确保借款人的项目符合环保和可持续发展的标准，减少了信用风险发生的可能。其次，绿色信贷通常吸引具有良好环境和社会责任意识的借款人，这些借款人在经营过程中更加注重环境保护和社会责任。这类借款人群体通常具有较高的信用质量，能够按时还款，减少了商业银行的信用风险。根据表4的结果显示，在排除银行个体和控制变量的影响后，绿色信贷降低商业银行信用风险的政策效应依旧显著存在，由此验证了理论假说H1a。

（二）稳健性检验

为保证基准回归结论的可靠性，采取替换解释变量、替换被解释变量、增加控制变量、安慰剂检验以及更换匹配方法的方式进行一系列稳健性检验。

1. 替换解释变量

为了证明变量选择未干扰结论有效性，本文采用变量替换的方法进行稳健性检验。参考Zhou等学者的研究[46]，将绿色信贷余额占总贷款的比重(GCR)作为核心解释变量替代原有变量的虚拟交乘项DID。替换的目的是观察模型结果是否受到解释变量的影响及验证模型是否具有稳健性。估计结果如表5所示，第一列展示了替换解释变量后，绿色信贷对商业银行的信用风险水平的估计系数大小，可以看出绿色信贷的核心解释变量GCR的系数估计值显著为负，在1%水平下显著为负。这表明在替换解释变量的情况下，绿色信贷仍会显著降低商业银行的信用风险，与上文采用PSM-DID模型估计结果一致，验证了前文研究结论。

2. 替换被解释变量

为了进一步验证模型的稳健性，借鉴已有文献采取通过替换被解释变量的形式进行稳健性检

表 4 基准回归结果

变量	(1) NPL	(2) NPL	(3) NPL	(4) NPL
DID	–0.467***	–0.412***	–0.497***	–0.467***
	(–5.013)	(–2.697)	(–5.266)	(–3.163)
LDR			0.019***	0.022***
			(5.757)	(5.287)
TRD			9.652***	0.532
			(5.200)	(0.250)
CAR			–0.072***	–0.115***
			(–6.034)	(–8.596)
BBI			–0.028***	–0.032
			(–4.403)	(–0.959)
RGDP			0.075***	–0.070***
			(4.684)	(–2.701)
CPI			0.061**	–0.033
			(2.230)	(–0.386)
Constant	1.837***	3.517***	–6.254***	6.007*
	(40.026)	(12.614)	(–3.344)	(1.893)
观测值	2036	2036	2036	2036
R^2	0.012	0.179	0.097	0.238
个体效应	否	是	否	是
时间效应	否	是	否	是

注：表中***，**和*分别表示在1%，5%和10%的置信水平下显著。括号内为标准误。

验[47]。被解释变量由不良贷款率（NPL）替换为银行破产风险指数*Z*值，*Z*值反映银行被动信用风险承担行为的结果，定义为：

$$\mathrm{ZSCORE}=\frac{\sigma_b(\mathrm{ROA})}{\mathrm{ROA}_{bt}+\mathrm{EAR}_{bt}} \tag{4}$$

其中，σ_b(ROA)表示银行*b*的资产收益率（ROA）在时间维度的样本标准差，EAR_{bt}表示银行所有者权益占资产的比例。该指标能够度量银行的偿付能力及违约概率，*Z*值越高，表示银行潜在的破产风险越大。因为*Z*值有尖峰后尾的性质，故对其取对数进行回归[48]。选取*Z*值作为银行信用风险的代理变量的回归结果如表6所示，可以看出核心解释变量均显著为负，且显著性未发生较大变化，证明前文的实证结果具有稳健性。

3. 增加控制变量

为考虑财务成本及银行利润指标的潜在影响，缓解遗漏变量问题，本文加入成本收入比（CIR）、利息收入（INC）作为新增控制变量，重新估计回归模型。CIR是衡量商业银行经营效率的重要指标，它反映了银行在经营过程中成本控制和收入生成的能力。将CIR作为控制变量，有助于更全面地了解绿色信贷对银行信用风险的影响。INC是商业银行的主要收入来源之一，对银行的盈利能力和稳定性具有重要影响。将INC纳入控制变量，有助于探究在绿色信贷背景下，银行的利息收入是否受到显著影响，避免收入波动对结果造成干扰。增加控制变量的回归结果如表7所示，得到的主要结论与前文一致，即绿色信贷显著降低商业银行的信用风险，进一步说明结论具有可靠性和稳健性。

4. 安慰剂检验

为进一步保证估计结果的稳健性，对实证结果进行替换处理组的安慰剂检验。由于处理组银行开展绿色信贷时间存在差异，借鉴白俊红等学者思想[49]，每次实验均从样本中随机选取与处理组数量相同的银行，组成临时的实验组，其余银行作为虚拟的对照组银行，可以计算出实施绿色信贷对商业银行信用风险影响的系数估计值。重复上述过程500次，进而构建了500组虚拟数据集，将虚拟变量的核密度及其P值分布呈现如图4所示。结果得出，安慰剂检验的虚拟处理组样本的政策估计效应主要聚集在0值附近，且绝大多数的*P*值都高于0.1的显著性阈值，而实际回归结果的解释变量系数

表 5　替换解释变量后的回归结果

变量	（1） NPL	（2） NPL	（3） NPL	（4） NPL
GCR	–0.058***	–0.039*	–0.055***	–0.037*
	（–3.679）	（–1.866）	（–3.458）	（–1.793）
LDR			0.016***	0.021***
			（4.964）	（4.997）
TRD			11.081***	1.917
			（5.830）	（0.890）
CAR			–0.062***	–0.099***
			（–5.254）	（–7.626）
BBI			–0.032***	–0.032
			（–4.932）	（–0.902）
RGDP			0.084***	–0.077***
			（5.189）	（–2.908）
CPI			0.063**	–0.035
			（2.257）	（–0.420）
Constant	1.813***	4.137***	–7.391***	5.244
	（41.284）	（15.288）	（–3.859）	（1.607）
观测值	2036	2036	2036	2036
R^2	0.006	0.177	0.090	0.235
个体效应	否	是	否	是
时间效应	否	是	否	是

注：表中***，**和*分别表示在1%，5%和10%的置信水平下显著。括号内为标准误。

表 6 替换被解释变量后的回归结果

变量	（1） ZSCORE	（2） ZSCORE	（3） ZSCORE	（4） ZSCORE
DID	–0.999***	–0.451**	–0.788***	–0.457**
	（–9.070）	（–2.454）	（–6.914）	（–2.486）
LDR			–0.003	0.007
			（–0.833）	（1.378）
TRD			4.116*	0.294
			（1.765）	（0.112）
CAR			–0.025	–0.026
			（–1.488）	（–1.544）
BBI			–0.043***	0.030
			（–5.741）	（0.720）
RGDP			0.141***	0.030
			（7.362）	（0.940）
CPI			0.007	0.169
			（0.201）	（1.614）
Constant	3.681***	4.992***	2.285	1.851
	（68.048）	（15.057）	（0.964）	（0.474）
观测值	2036	2036	2036	2036
R^2	0.039	0.131	0.082	0.135
个体效应	否	是	否	是
时间效应	否	是	否	是

注: 表中***, **和*分别表示在1%, 5%和10%的置信水平下显著。括号内为标准误。

表 7 增加控制变量后的回归结果

变量	（1） NPL	（2） NPL	（3） NPL	（4） NPL
DID	–0.467***	–0.412***	–0.544***	–0.315**
	（–5.013）	（–2.697）	（–4.599）	（–2.116）
CIR			0.025***	0.035***
			（4.976）	（5.906）
INC			0.047	0.272***
			（1.512）	（4.407）
LDR			0.019***	0.020***
			（5.858）	（4.844）
TRD			9.182***	–3.124
			（4.838）	（–1.357）
CAR			–0.061***	–0.116***
			（–5.141）	（–8.692）
BBI			–0.030***	–0.032
			（–4.712）	（–0.958）
RGDP			0.082***	–0.056**
			（5.130）	（–2.185）
CPI			0.070**	–0.033
			（2.562）	（–0.392）
Constant	1.837***	3.517***	–7.792***	2.356
	（40.026）	（12.614）	（–4.100）	（0.740）
观测值	2036	2036	2036	2036
R^2	0.012	0.179	0.109	0.256
个体效应	否	是	否	是
时间效应	否	是	否	是

注: 表中***和**分别表示在1%, 5%的置信水平下显著。括号内为标准误。

为–0.467，位于虚拟回归系数分布的尾部。基准回归研究结果与安慰剂检验结果具有显著区别，这证明了绿色信贷的政策影响并非由偶然因素或随机波动所导致，不仅验证了本研究量化评估方法的有效性，并且表明评估结果并未受到其他潜在因素的显著干扰。

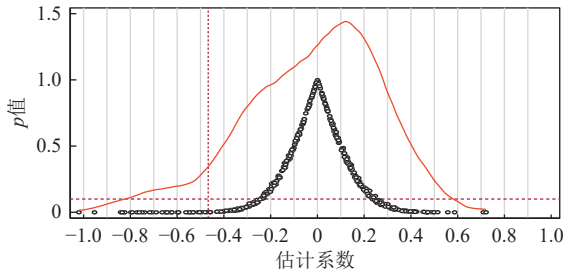


图 4　安慰剂检验

5. 逐年倾向得分匹配

为了克服选择性偏误，参考Heyman等的研究[50]，采用逐年倾向得分匹配的方法，为实施绿色信贷的商业银行在当年匹配对照组银行，即在每期截面上都进行一次匹配，较好解决了样本不同期匹配问题。表8显示了样本数据经过逐年PSM匹配后的回归结果，列(1)采用经过逐年PSM处理后，被成功匹配且分配有非零权重的样本；列(2)采用处理组和对照组中，倾向得分位于共同支撑区域内的样本；列(3)采用根据每个观测值出现频次分配不同的权重得到的样本。当被解释变量为不良贷款率(NPL)时，列(1)权重不为空样本解释变量的系数为–0.294，在10%置信水平下显著为负；列(2)共同支撑假设的样本解释变量的回归系数为–0.284，在10%置信水平下显著为负；列(3)频数加权回归样本解释变量的系数回归系数为–0.298，在5%置信水平下显著为负。这表明经过逐年PSM匹配后，绿色信贷能够降低商业银行信用风险，进一步验证了前文研究结论的准确性和可靠性。

五、进一步分析

(一)调节机制检验

为检验该地区市场化水平和银行声誉水平对两者之间关系的调节效应，分别在基准回归中加入

表 8　逐年PSM匹配回归结果

样本	(1) 权重不为空样本	(2) 满足共同支撑假设样本	(3) 频数加权回归
DID	–0.294*	–0.284*	–0.298**
	(–1.781)	(–1.785)	(–2.276)
LDR	0.028***	0.018***	0.030***
	(5.648)	(4.253)	(9.385)
TRD	7.234***	2.172	5.363***
	(2.724)	(0.917)	(3.011)
CAR	–0.060***	–0.103***	–0.075***
	(–3.941)	(–7.528)	(–6.927)
BBI	–0.053	–0.039	–0.055
	(–1.173)	(–1.056)	(–1.569)
RGDP	–0.037	–0.036	–0.038*
	(–1.291)	(–1.322)	(–1.901)
CPI	0.015	–0.086	0.019
	(0.177)	(–1.030)	(0.315)
观测值	2036	2036	2036
R^2	0.165	0.164	0.270
个体效应	是	是	是
时间效应	是	是	是

注：表中***，**和*分别表示在1%，5%和10%的置信水平下显著。括号内为标准误。

地区市场化水平GDI和银行声誉水平REC指标与绿色信贷DID的交乘项，基于公式（2）进行回归分析，回归结果如表9所示，第（1）列展示了地区市场化水平的调节效应，第（2）列则是银行业声誉水平的调节效应回归结果。

1. 地区市场化水平

地区市场化水平通常指的是一个地区在经济发展过程中，市场机制发挥作用的程度和范围。企业在开展绿色项目活动的投资回报往往与当地整体市场经济水平相关，地区市场化水平的差异将在绿色信贷对信用风险的降低过程中产生影响。本文利用市场化水平总指数作为调节变量进行检验，回归结果如表9所示，由列（1）可知，绿色信贷与地区的市场化指数的交互项系数显著为正，表明地区市场化水平起着显著正向调节的作用，即地区市场化水平的提高会削弱绿色信贷对银行信用风险的降低作用。这可能是由于我国绿色金融发展尚处于初级阶段，绿色信贷可持续发展体制机制尚未完善，在这种情况下，如果商业银行的绿色信贷能力与需求不匹配，商业银行可能无法有效评估和管理绿色项目，加剧了银行的信用风险。因此，在绿色信贷对商业银行信用风险的影响过程中，地区市场化水平发挥了正向调节的作用，该结论验证了假说H2。

2. 银行声誉水平

绿色信贷作为一种环保和可持续发展的信贷模式，受到社会和市场的广泛认可。银行在推行绿色信贷时，展现了对环境和社会责任的关注，树立了良好的市场形象。这种形象的树立增加了客户、投资者和监管机构对银行的信任和支持，从而降低了银行的信用风险。本文利用银行声誉水平指数作为调节变量进行检验，回归结果如表9所示，列（2）结果表明，绿色信贷与银行声誉水平的交互项系数为–0.130，在5%的置信水平下显著为负，说明银行声誉水平在绿色信贷对商业银行信用风险的降低过程中起着显著负向调节的作用，即银行声誉水平会加强绿色信贷对银行信用风险的降低作用。声誉机制发挥作用的原因可能有以下方面，一是随着银行声誉水平提高，银行获取、处理与传递信息的能力不断得到提升，能够有效降低商业银行信用风险。绿色信贷有助于商业银行提升品牌形象和市场竞争力，随着消费者对环保和可持续发展理念的关注度提升，越来越多的企业和个人开

表 9　地区市场化水平和银行声誉水平对绿色信贷和银行信用风险的影响

变量	市场化水平	银行声誉水平
	（1）	（2）
DID	–0.561***	–0.278**
	（0.154）	(0.138)
GDI	–0.156*	
	（0.095）	
REC		–0.175***
		(0.032)
DID*GDI	0.183**	
	（0.07）	
DID*REC		–0.130**
		(0.065)
LDR	0.020***	0.021***
	(0.004)	(0.003)
TRD	0.493	1.488
	(2.125)	(1.809)
CAR	–0.117***	–0.074***
	(0.013)	(0.011)
BBI	–0.036	–0.034
	(0.033)	(0.028)
RGDP	–0.069***	–0.073***
	(0.026)	(0.022)
CPI	–0.046	0.047
	(0.085)	(0.072)
Constant	6.281**	4.354
	(3.173)	(2.696)

注：表中***，**和*分别表示在1%，5%和10%的置信水平下显著。括号内为标准误。

始倾向于选择绿色产业和开展绿色项目的金融机构。二是商业银行通过积极推广绿色信贷，不仅能够展示自身在环保和可持续发展方面的责任和担当，还能够吸引更多的环保意识和社会责任感强的优质客户，从而提升自身的品牌形象和市场竞争力。银行获得绿色声誉能够提高银行对高效率企业的信贷支持，改善银行贷款质量，降低银行信用风险。此结论验证了上文提出的假说H3。

（二）异质性分析

1. 银行是否上市异质性

上市银行和非上市银行在社会责任、声誉管理和监管程度等方面存在不同特点，绿色信贷对银行风险的作用机制可能因银行是否上市而产生差异。为考察上市异质性是否会对银行风险产生不同影响，本文参考王艳艳等[51]，将银行按照是否上市进行划分，将在A股与港股上市的中资银行定义为上市商业银行，其余商业银行定义为未上市商业银行，由此分别估计基准模型结果。表10第（1）列和第（2）列展示了绿色信贷对上市银行和非上市银行风险影响的估计结果。绿色信贷对上市商业银行信用风险的影响作用在5%的置信水平下显著为负，对未上市商业银行影响则不显著。这说明与未上市商业银行相比，上市商业银行发展绿色信贷业务更有优势，能更显著地降低信用风险，两者存在差异，验证了假说H4。可能的原因在于上市商业银行通常具有更高的信誉度和市场声誉[9]，在实施绿色信贷时，能够更容易地获取资金和更好的信贷条件，这种信誉度和市场声誉的优势可以减少上市商业银行的信用风险。同时，上市商业银行通常具备更规范的公司治理结构，有完善的内部控制体系和决策机制。在面对绿色信贷政策时能更迅速地调整自身的发展战略和业务布局。而未上市银行在公司治理方面存在短板，可能导致其应对绿色信贷风险时调整措施不够及时有效。其次，上市商业银行会受到央行和金监局等机构更严格的监管和控制，也拥有较高的投资者及媒体关注度。外部监管压力促使上市商业银行更审慎地评估风险，制定更完善的风险管理措施，并确保这些措施得到有效执行。未上市商业银行在监管方面受到限制较少，其在风险管理体系的完善程度、风险控制手段的多样性以及应对风险的经验积累方面存在不足，在应对大规模风险事件时的能力相对受限。因此，相较于未上市商业银行，上市商业银行凭借较高社会知名度以及受到的多方广泛监督等特点，迅速发展绿色信贷业务分散风险，有效降低了银行信用风险。

2. 银行规模异质性

不同资产规模的银行由于具有不同的经济行为和决策模式，在面对绿色信贷时，会呈现出不同的反应和策略，进而影响其信用风险水平。本文以商业银行资产规模的均值为界，将样本银行划分为大小两组进行回归分析。如表10第（3）列和第（4）列所示，资产规模较大银行解释变量的回归系数为–0.435，在1%显著性水平上显著，资产规模较小的银行并不显著，两者存在差异，验证假说H4。可能的原因在于规模较大的银行能够较好满足绿色信贷长期且大额的资金需求，相比规模小的银行，在运营过程中具有范围经济和规模经济的协同效应[32]。此外，资产规模较大的银行通常拥有更多的资源和专业知识，例如更先进的技术系统和更丰富的数据分析能力，能更准确评估借款人的信用状况，进行风险分析和贷款质量监控[52]。而资产规模较小的银行往往资产结构较为单一，信贷项目起步晚，发展不成熟，潜在的信用风险较大。同时，部分资产规模较小的商业银行对于品牌声誉和社会责任感重视程度低，绿色信贷的透明度和信息披露渠道不畅，实施绿色信贷给银行带来的正向作用效果可能不如资产规模较大的银行。因此，相对于资产规模较小的银行，资产规模较大的银行抵御风险能力较强，银行经营绿色信贷业务会有效改善贷款结构，在提高银行经营利润的同时增强抗风险能力，降低信用风险。

3. 银行流动性异质性

流动性水平是银行的资金调配能力的重要表现，绿色信贷实施效果可能因为流动性水平差异而对绿色信贷的成本效率产生不同影响，进而银行信用风险水平也存在差异。本文按银行流动性水平均值将样本划分为银行流动性充足组和流动性不足组。回归结果如表10第（5）（6）列所示，绿色信贷对流动性充足银行信用风险的降低作用在1%显著性水平上显著，而对资产流动性不足的银行影响

不显著，两者存在差异，验证了假说H4。流动性充足的商业银行往往能更好应对绿色信贷带来的资金压力，保证信贷资源的稳定供应。其在绿色信贷的实施过程中能不断调整优化风险管理手段，保持流动性资金充裕，降低银行贷款的信用风险。而流动性不足的银行则可能由于资金紧张，面临绿色信贷项目占用资金时间过长的问题，增加银行的单位业务成本和管理费用，导致成本上升，难以有效实施绿色信贷，从而导致绿色信贷对其信用风险降低作用不显著。因此，增强流动性对于降低商业银行面临的风险至关重要，保持充足的流动性能确保银行运营的稳定性，降低商业银行的信用风险。

4. 银行区域特征异质性

地区的经济发展水平、产业结构、人均收入等方面存在明显差异，这种异质性直接影响地区的商业银行发展潜力和方向，而绿色信贷政策对商业银行的信用风险可能由于地区不同而产生差异。本文参考谢绚丽和王诗卉[53]，根据商业银行总部所在地对商业银行进行区位划分，将我国商业银行分为东部、中部、西部三大区域。回归结果见表10第(7)、(8)和(9)列。相较于中部和西部地区，绿色信贷降低商业银行信用风险的作用在我国东部地区表现尤为突出，其实施效果更显著，两者存在差异，支持了假说H4。这一差异主要归因于东部地区独特的经济环境和区位优势。首先，东部地区经济发展迅速，产业结构转型升级以及绿色金融发展等方面拥有先发优势，为商业银行提供了更多开展绿色信贷业务的机会。由于绿色信贷在东部地区的影响力更大，该地区的商业银行在业务经营方面更为活跃，更有利于绿色信贷业务的开展和自身信用风险的分散。相比之下，尽管中部和西部地区政府也在积极推广绿色信贷，但由于地区经济发展水平和商业银行业务能力的限制，政策的执行力度相对较弱。另一方面，东部地区在人才、资金、技术保障及风险识别与应对等方面具有明显优势。这使得东部地区的商业银行对信用风险的敏感度更高，能够在遇到潜在信用危机时更及时地调整贷款业务方向，从而更有效地分散信用风险。

表 10　绿色信贷对商业银行信用风险的异质性分析

变量	银行是否上市异质性		银行规模异质性		银行流动性异质性		银行区域特征异质性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
DID	–0.466**	0.071	–0.435***	–0.013	–0.386**	–0.356	–0.353**	–0.431	–0.613
	(–2.568)	(0.202)	(–3.713)	(–0.039)	(–2.329)	(–1.275)	(–1.974)	(–1.162)	(–1.576)
LDR	0.024***	0.022***	0.017***	0.023***	0.027***	0.018***	0.019***	0.011	0.036***
	(3.449)	(4.032)	(4.790)	(3.184)	(5.215)	(2.631)	(3.627)	(1.232)	(3.073)
TRD	8.188*	–1.696	5.954**	–3.767	2.125	–3.939	–2.997	3.148	–7.158
	(1.937)	(–0.654)	(2.307)	(–1.272)	(0.775)	(–1.183)	(–1.045)	(0.901)	(–1.054)
CAR	–0.093***	–0.112***	–0.082***	–0.119***	–0.097***	–0.171***	–0.181***	–0.040**	–0.066
	(–3.409)	(–6.985)	(–5.596)	(–6.370)	(–5.376)	(–7.284)	(–8.926)	(–2.118)	(–1.640)
BBI	0.009	–0.040	–0.021	–0.026	0.010	–0.031	–0.020	0.775	–0.029
	(0.128)	(–1.027)	(–0.642)	(–0.571)	(0.156)	(–0.748)	(–0.343)	(0.737)	(–0.775)
RGDP	–0.069	–0.065**	0.009	–0.125***	–0.030	–0.097**	0.012	–0.072	–0.143**
	(–1.500)	(–2.006)	(0.406)	(–3.114)	(–0.857)	(–2.497)	(0.301)	(–1.547)	(–2.323)
CPI	0.216	–0.163	–0.022	–0.071	0.074	–0.074	–0.193	0.322	0.276
	(1.506)	(–1.500)	(–0.250)	(–0.584)	(0.662)	(–0.594)	(–1.592)	(1.403)	(1.477)
Constant	–4.763	7.877**	–1.247	10.465**	0.358	11.441***	8.632*	–52.596	8.804
	(–0.712)	(2.074)	(–0.363)	(2.404)	(0.070)	(2.596)	(1.728)	(–0.764)	(1.202)
观测值	845	1 191	1 017	1 019	1 019	1 017	1 500	292	194
R^2	0.316	0.205	0.207	0.361	0.300	0.205	0.219	0.391	0.494
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是

注：表中***，**和*分别表示在1%，5%和10%的置信水平下显著。括号内为标准误

六、结论与政策建议

在当今环境问题日益严重的背景下，商业银行作为重要金融机构，发展绿色金融并承担环境责任义不容辞。商业银行是绿色信贷的主要发行机构，通过市场化融资机制来推动经济低碳转型，以其独特的资金市场化引导优势，推动绿色金融可持续发展，是商业银行承担环境责任的重要表现。本文从绿色信贷视角出发，采用2005 ~ 2022年中国131家上市和非上市商业银行样本数据，构建PSM-DID模型进行实证分析，研究承担环境责任对商业银行信用风险的影响，并考察地区市场化水平与银行声誉水平的调节作用，探究异质性特征。研究发现：(1)绿色信贷显著降低了商业银行的信用风险，此结论经过安慰剂检验、替换被解释变量、增加控制变量、更换匹配方法和更换解释变量的方式等稳健性检验后依旧成立。(2)地区市场化程度和银行声誉水平在绿色信贷与商业银行信用风险关系中发挥了重要的调节作用。地区市场化水平在绿色信贷与商业银行信用风险之间发挥正向调节作用，而银行的声誉水平在绿色信贷与商业银行信用风险之间起到了负向调节作用。(3)绿色信贷对商业银行信用风险的影响具有异质性。在已上市、资产规模较大、流动性充足、位于东部地区的商业银行中，绿色信贷对商业银行信用风险的降低作用更明显，绿色信贷实施效果更优。

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议。首先，从地区外部视角来看，地区市场化发展水平与绿色信贷需求应有机结合。政府在此过程中需制定与地区特性紧密契合的市场化政策，引导信贷资金流向，以扶持绿色环保产业的稳健发展。政府尤其需要妥善应对环保与绿色信贷实施过程中的挑战，摒弃单纯追求GDP增长的短视行为，理性结合地方绿色税收优惠政策与信贷政策补贴措施，针对不同地区的实际情况来制定优惠利率，避免采取一刀切的政策措施，以确保绿色信贷政策的针对性和实效性。其次，从商业银行内部视角出发，推进绿色信贷业务的发展需充分发挥银行声誉的积极作用[54]，恪守对绿色信贷的坚定承诺，加强自身风险管控与合规性监督。在此过程中，银行应在维护良好的媒体形象与积极承担社会责任之间找到平衡点，以此提升自身的品牌声誉和社会影响力，降低自身信用风险。同时，商业银行还需进一步强化内部评级体系的建设和实施，将声誉风险管理纳入风险管理框架之中，构建完备且高效的信贷风险管理机制[55]。 最后，政府和金融监管机构要完善绿色信贷体系建设，应根据商业银行的不同特点制定差异化的绿色信贷政策。对于已上市、资产规模大、流动性充足和位于东部地区的银行，可以鼓励其进一步加大绿色信贷投放力度，并适当放宽风险容忍度。而对于未上市、资产规模较小、流动性不足和位于中西部地区的商业银行，政府应提供更大的绿色信贷政策支持力度，制定适当的环境规制策略，以鼓励其积极参与绿色信贷业务，助力商业银行在绿色信贷领域不断开拓新的增长点，实现经济效益与社会效益的双赢。

参考文献

[1] 韩文龙, 董鑫玮, 唐湘. 新质生产力与绿色发展的辩证关系与实践路径[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2024, 26(3): 12-21.

[2] 刘磊, 姜克筑. “双碳”战略与新质生产力的耦合机制、要素解构与共生路径[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2024, 26(4): 19-27.

[3] 汝毅, 薛健, 张乾. 媒体新闻报道的声誉溢出效应[J]. 金融研究, 2019(8): 189-206.

[4] 张文中, 窦瑞. 绿色信贷对中国商业银行效率的影响研究——基于SBM-GMM模型[J]. 投资研究, 2020, 39(11): 17-28.

[5] 程俊杰. 中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究[J]. 财经研究, 2015, 41(8): 131-144.

[6] 丁宁, 任亦侬, 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.

[7] 郝清民, 武倩月, 葛国锋. 绿色信贷的创新与风险——灰色关联度分析[J]. 金融理论与实践, 2016(7): 81-85.

[8] 李苏, 贾妍妍, 达潭枫. 绿色信贷对商业银行绩效与风险的影响——基于16家上市商业银行面板数据分析[J].

金融发展研究, 2017(9): 72-77.

[9] 梁琪, 李温玉, 余峰燕. “遵从监管”抑或“主动履责”: 双重治理视角下银行绿色治理指数及其对银行绩效的影响研究[J]. 金融研究, 2023(6): 38-56.

[10] ALI A A , ALLAM H , MANAF A, et al. The impact of green lending on credit risk: evidence from UAE’s banks [J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2022, 30(22): 61381-61393.

[11] ZHOU X Y, CALDECOTT B, HOEPNER A G F, et al. Bank green lending and credit risk: an empirical analysis of China's Green Credit Policy[J]. Business Strategy and the Environment, 2022, 31(4): 1623-1640.

[12] LEE C C, WANG C W, HONG P H, et al. Environmental policy stringency and bank risks: does green economy matter?[J]. International Review of Financial Analysis, 2024, 91: 103040.

[13] SCHOLTENS B, DAM L. Banking on the equator. Are banks that adopted the equator principles different from non-adopters?[J]. World Development, 2007, 35(8): 1307-1328.

[14] MOTOKO A. Green credit, green stimulus, green revolution? China’s mobilization of banks for environmental cleanup[J]. The Journal of Environment & Development, 2010, 19(2): 119-144.

[15] FENG T Y, XU J X, ZHOU Z H, et al. How green credit policy affects commercial banks’ credit risk?: evidence and federated learning-based modeling from 26 listed commercial banks in China[J]. Journal of Cases on Information Technology, 2024, 26(1): 1-21.

[16] 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.

[17] CHEN Z G, ZHANG Y Q, WANG H S, et al. Can green credit policy promote low-carbon technology innovation?[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 359: 132061.

[18] 谢芳, 李俊青. 环境风险影响商业银行贷款定价吗?——基于环境责任评分的经验分析[J]. 财经研究, 2019, 45(11): 57-69+82.

[19] 俞立平, 金珍珍. 银行科技贷款对创新质量的影响机制及效应研究[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2024, 26(1): 31-43.

[20] 李健, 王雅洁, 吴军, 等. 考虑声誉效应的存货质押融资中银行对物流企业的激励机制研究[J]. 中国管理科学, 2017, 25(7): 86-92.

[21] 许艺煊, 毛顺宇, 李军林. 双重激励下的企业绿色创新——绿色信贷和财政补贴的政策协同效应与机制[J]. 国际金融研究, 2023(4): 86-96.

[22] UMAR M, JI X, MIRZA N, et al. Carbon neutrality bank lending and credit risk: evidence from the Eurozone[J]. Journal of Environmental Management, 2021, 296: 113156.

[23] LIAN Y, GAO J, YE T. How does green credit affect the financial performance of commercial banks?——evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 344: 131069.

[24] 张卫东, 罗怀芳. 城市商业银行经营效率、区域特征与产业依赖[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2019, 21(3): 1-8.

[25] 陈国进, 丁赛杰, 赵向琴, 等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究, 2021(12): 75-95.

[26] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46-69+4-10.

[27] 周纪昌. 构建我国商业银行碳金融风险管理机制[J]. 金融理论与实践, 2012(10): 63-66.

[28] CHAI S, ZHANG K, WEI W, et al. The impact of green credit policy on enterprises' financing behavior: evidence from Chinese heavily-polluting listed companies[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 363: 132458.

[29] ZHOU B, ZHANG C. When green finance meets banking competition: evidence from hard-to-abate enterprises of China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 78: 101954.

[30] 张建鹏, 陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究, 2021, 47(11): 78-93.

[31] JIANG T J, LEVINE R, LIN C, et al. Bank deregulation and corporate risk[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 60.

[32] 蔡竞, 董艳. 银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2016(11): 96-111.

[33] 文书洋, 张琳, 刘锡良. 我们为什么需要绿色金融?——从全球经验事实到基于经济增长框架的理论解释[J]. 金融研究, 2021(12): 20-37.

[34] 张琳, 廉永辉. 绿色信贷如何影响商业银行财务绩效?——基于银行收入结构分解的视角[J]. 南方金融, 2020(2): 45-56.

[35] 江伟. 金融发展、银行贷款与公司投资[J]. 金融研究, 2011(4): 113-128.

[36] 申俊喜, 曹源芳, 封思贤. 货币政策的区域异质性效应——基于中国31个省域的实证分析[J]. 中国工业经济, 2011(6): 36-46.

[37] 罗知, 齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 174-189.

[38] HUNJRA A I, MEHMOOD A, NGUYEN H P, et al. Do firm-specific risks affect bank performance?[J]. International Journal of Emerging Markets, 2022, 17(3): 664-682.

[39] 王永海, 章涛. 金融创新、审计质量与银行风险承受——来自我国商业银行的经验证据[J]. 会计研究, 2014(4): 81-87+96.

[40] 魏丽莉, 侯宇琦. 数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(8): 60-79.

[41] 赵莉, 张玲. 媒体关注对企业绿色技术创新的影响: 市场化水平的调节作用[J]. 管理评论, 2020, 32(9): 132-141.

[42] 沈萍, 刘子嘉. 市场化水平、诉讼风险与企业绩效[J]. 投资研究, 2020, 39(12): 136-153.

[43] LUO S, YU S, ZHOU G. Does green credit improve the core competence of commercial banks? Based on quasi-natural experiments in China[J]. Energy Economics, 2021, 100: 105335.

[44] FRANCIS J, HUANG A H, RAJGOPAL S, et al. CEO reputation and earnings quality[J]. Contemporary Accounting Research, 2008, 25(1): 109-147.

[45] 董艳梅, 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济, 2016(10): 92-108.

[46] ZHOU G Y, LIU C, LUO S M. Resource allocation effect of green credit policy: based on DID model[J]. Mathematics, 2021, 9(2): 159.

[47] 张琳, 王宝东, 廉永辉. 绿色信贷如何影响银行风险承担?——基于中国银行业数据的实证研究[J]. 武汉金融, 2022(5): 3-13.

[48] 葛新宇, 庄嘉莉, 刘岩. 贸易政策不确定性如何影响商业银行风险——对企业经营渠道的检验[J]. 中国工业经济, 2021(8): 133-151.

[49] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.

[50] HEYMAN F, SJÖHOLM F, TINGVALL P G. Is there really a foreign ownership wage premium? Evidence from matched employer–employee data[J]. Journal of International Economics, 2007, 73(2): 355-376.

[51] 王艳艳, 王成龙, 于李胜, 等. 银行高管薪酬延付政策能抑制影子银行扩张吗?[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 175-185+211+186-189.

[52] HU G, WANG X, WANG Y. Can the green credit policy stimulate green innovation in heavily polluting enterprises? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Energy Economics, 2021, 98: 105134.

[53] 谢绚丽, 王诗卉. 中国商业银行数字化转型: 测度、进程及影响[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(6): 1937-1956.

[54] 杜朝运, 马彧菲. 商业银行社会责任、声誉溢出与市场效应——基于中国首家赤道银行的案例研究[J]. 投资研究, 2014, 33(4): 74-86.

[55] 韩镇, 詹原瑞, 刘久彪. 我国中小商业银行风险管理策略研究[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2008(4): 47-49+100.

How Does Undertaking Environmental Responsibility Affect Bank Credit Risk?

—Based on the Perspective of Green Credit

GUO Ya-wei　GUO Bing-qian　LIN Wan-ling　WANG Ning-li

Abstract　How banks' assumption of environmental responsibility affects their credit risk is an important issue that demands urgent research in the current context of sustainable development. This article adopts the perspective of green credit and utilizes the sample data of 131 listed and unlisted banks in China

from 2005 to 2022 to construct a propensity score matching-multiple time-point difference-in-differences model for analyzing how undertaking environmental responsibility influences the credit risk of banks. The research discovers that green credit has a remarkable reduction effect on the credit risk of commercial banks. Secondly, the analysis of the adjustment mechanism reveals that the regional marketization level has a positive adjusting effect on the risk level of commercial banks implementing green credit, while the bank reputation level plays a negative adjusting role. Heterogeneity analysis shows that for listed commercial banks with large asset scales, sufficient liquidity, and located in the eastern region, the credit risk reduction effect of green credit is more significant. The research conclusion offers a reference basis for in-depth understanding of the influence of banks' assumption of environmental responsibility and for the improvement of the credit risk supervision system of commercial banks.

Key words green credit; credit risk; commercial banks; propensity score matching; multiple time-point difference-in-differences

编 辑 蒋晓

（上接第52页）

Reflection and Reconstruction of the Relationship Between Responsibility and Power in Administrative System Reform

CHEN Peng-yu XU Ji-min LIU Yu-lin

Abstract The objective of reforming the administrative system is to dismantle the prevailing configuration pattern characterized by "institution-responsibility-power". In practice, there are primarily two modes of reform: the power center and the responsibility center. Certain aspects of the comprehensive administrative law enforcement system and administrative approval system reforms adopt a power center model, resulting in a disjunction between responsibilities and authorities for administrative entities. This issue stems from a fundamental misunderstanding of the relationship between responsibility and power. To establish a responsibility center within administrative system reforms, China should reconstruct this relationship to facilitate a transfer of authority accompanied by accountability, prioritize primary responsibilities, ensure alignment between responsibility and power, and clarify responsible parties. To evaluate both the trajectory and direction of these reforms concerning responsibility-power dynamics, it is essential to adjust administrative duties through modifications in power; amend regulations governing the separation of responsibility from power within reform initiatives; promote an evolution in administrative reform models from absolute centralization towards relative centralization; shift from horizontal distribution to vertical allocation; refocus efforts from communities centered on power towards those centered on shared responsibility; as well as transition from lists delineating power alone to those encompassing both power and corresponding responsibility.

Key words responsibility and authority; administrative system reform; comprehensive administrative law enforcement system reform; relatively centralized administrative licensing power

编 辑 朱娜