

绿色金融真的是本地区 and 邻近地区碳排放绩效的福音吗？*

张伟，刘雪梦，卞宝成

摘要：提升碳排放绩效是实现双碳目标的必然要求。绿色金融作为经济社会低碳转型的重要抓手，理应为提升碳排放绩效，进而为推动碳中和目标实现发挥重要作用。基于中国特色的绿色金融发展实践，从政策推动和市场效果角度出发，构建绿色金融指标评价体系。并利用中国省级面板数据，采用主客观赋权法与包含非期望产出的超效率 EBM 模型，分别测度地区绿色金融发展指数与碳排放绩效水平。在此基础上，运用空间杜宾模型、空间 DID 等方法，考察绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应及其作用机制。研究发现：首先，绿色金融不仅提升本地区碳排放绩效，而且通过空间溢出效应提升邻近地区碳排放绩效，该结论在进行一系列稳健性检验后依然成立；其次，绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应具有分维度和地区异质性；再次，机制研究表明，缓解融资约束、促进绿色创新、增加环保引致研发，是绿色金融提升碳排放绩效的主要动因，但该作用机制在本地区和邻近地区之间呈现非对称性；最后，选取历史数据，以及采用绿色金融改革创新试验区政策进行外生冲击检验，进行内生性处理后，绿色金融对碳排放绩效的正向影响效应，及其正向空间溢出效应结论依然成立。本研究不仅为绿色金融体系的构建与完善提供了参考，也为促进经济社会全面低碳转型、积极稳妥推动碳中和目标实现提供了政策启示。

关键词：碳排放绩效；绿色金融；指标体系构建；空间溢出效应

中图分类号：F205

文献标识码：A

*张伟，中国地质大学（武汉）经济管理学院，中国地质大学（武汉）绿色金融与资源环境创新研究院，邮政编码：430074，电子信箱：zhangwei474@cug.edu.cn；刘雪梦，通讯作者，中国地质大学（武汉）经济管理学院，中国地质大学（武汉）绿色金融与资源环境创新研究院，邮政编码：430078，电子信箱：Amsonlxm@126.com；卞宝成，中国海洋大学经济学院，邮政编码：266100，电子信箱：bbc19980536@163.com。

一、引言

全球经济快速发展在带来物质财富积累的同时，也带来了大量碳排放。Bai et al. (2020)、Kabir et al. (2021) 指出，世界范围内碳排放的大幅增加是全球变暖的关键驱动因素。全球变暖不仅给人类社会生产生活带来巨大冲击，而且给人类健康和生命安全带来较大的影响。在此背景下，实现碳中和目标已成为全球亟需解决的重大理论和现实问题。碳中和目标的约束下，实现经济低碳转型，已成为地区经济发展的大趋势。与发达国家相比，中国实现碳中和目标的时间更为紧迫，转型代价更高。碳中和目标的推进，无疑给中国经济社会运行增加了一个“碳约束”，加大经济社会运行成本，因此，中国面临的“发展”与“减排”双重重任更为艰巨，需要协调好经济发展与碳减排之间的关系。

而绿色金融作为绿色发展的重要撬动杠杆，逐渐成为经济社会低碳转型的新引擎，理应为提升碳排放绩效，推动碳中和目标的实现发挥重要作用。近年来，中国绿色金融发展迅速，在支持“双碳”战略目标方面具有较大潜力。根据 CBI 统计资料显示，截止 2021 年底，中国绿色债券累计发行量和发行量均位居全球第二，仅次于美国。此外，2021 年中国绿色债券发行量增量为 444 亿美元，位居全球第一。另外，从绿色信贷的发展情况来看，观察图 1 发现，2019~2022 年中国绿色信贷余额呈逐年攀升态势，增长幅度较大，从 2019 年的 10.22 万亿元，上升至 2022 年的 22.03 万亿元，增长了 11.81 万亿元。

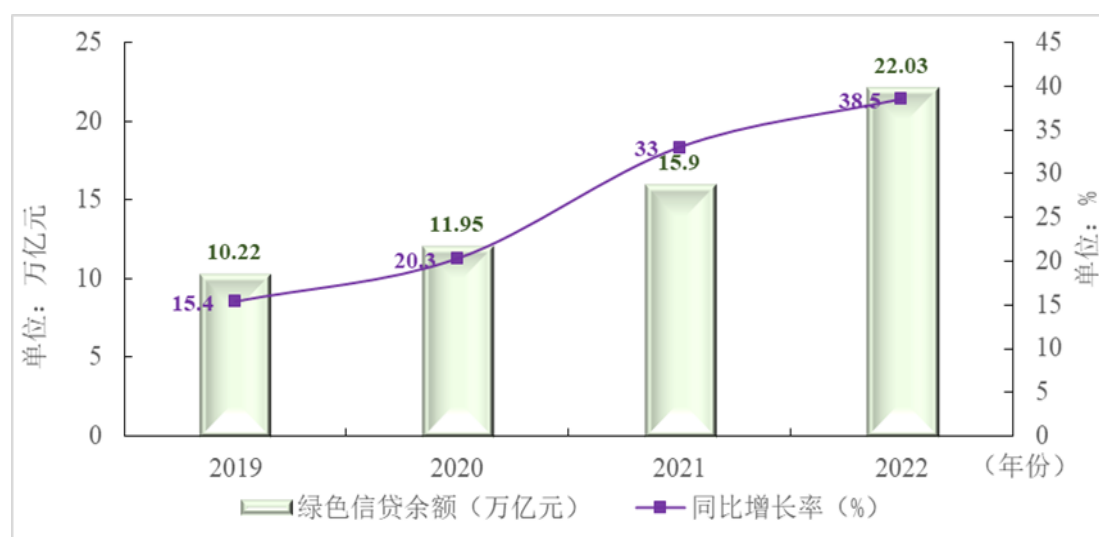


图 1 2019~2022 年中国绿色信贷余额及增长率
数据来源：中国人民银行网站

从绿色信贷的投向领域来看（见图 2），主要集中于节能环保、清洁生产、清洁能源、生态环境、基础设施绿色升级和绿色服务六大类产业。观察图 2，可以发现，2022 年，绿色信贷中投向具有直接和间接碳减排效益项目贷款总计为 14.7 万亿元，占绿色信贷比重的 66.7%。

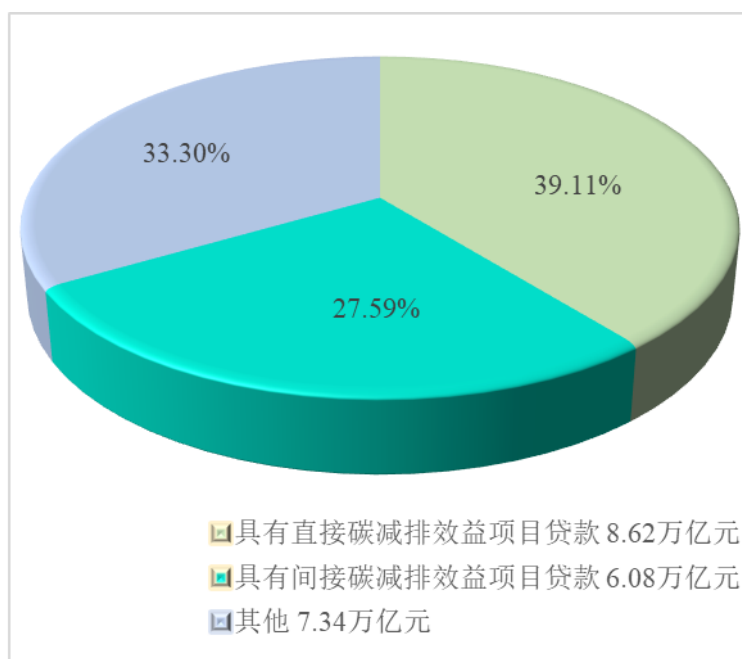


图 2 2022 年中国绿色信贷结构（按投向）

数据来源：中国人民银行

从用途来看（见图 3），2022 年中国基础设施绿色升级产业贷款余额为 9.82 万亿元，占绿色信贷比重的 44.56%；清洁能源产业贷款余额为 5.68 万亿元，占绿色信贷比重的 25.77%；节能环保产业贷款余额为 3.08 万亿元，占绿色信贷比重的 13.97%。

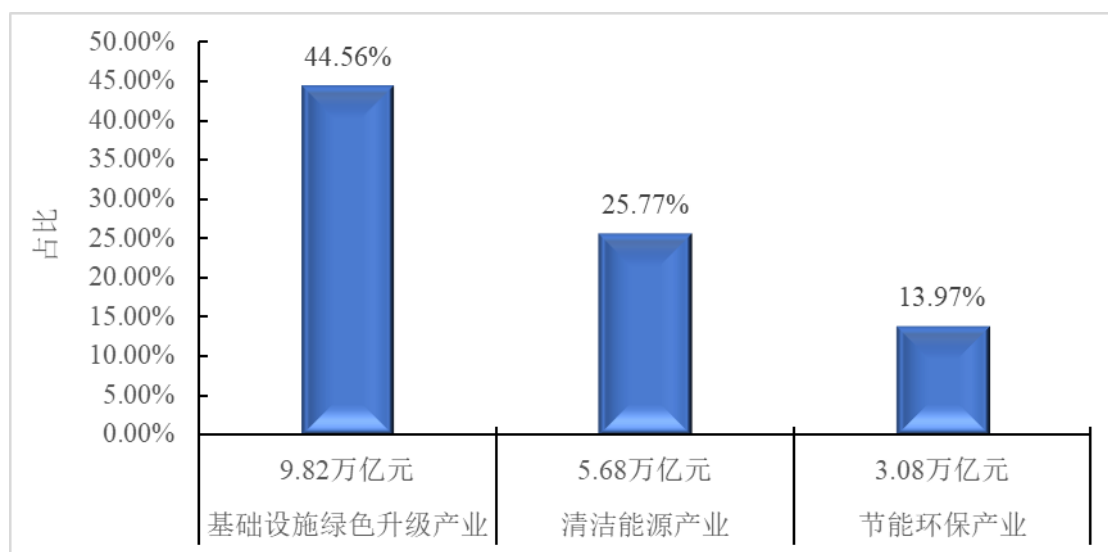


图 3 2022 年中国绿色信贷结构（按用途）

数据来源：中国人民银行

据此可以看出，中国政府把发展绿色金融作为推动经济社会绿色低碳发展的重要手段。然而，从理论上讲，Sinha et al. (2021) 研究发现，绿色融资机制会对环境和社会责任产生渐进式的负面影响。Jia (2023) 以俄罗斯、中国和美国三个国家为例，运用案例研究法，分析了绿色金融对经济去碳化水平的影响。研究发现，当前绿色金融在这些国家还没有显现出实际的效果。张中祥 (2021) 指出，绿色金融无论从结构、数量上看，还是从效果上看，与“双碳”目标的要求具有较大差距。也有学者认为，绿色金融在支持低碳转型方面，成效显著。例如，在宏观层面，Zhang et al. (2020) 研究发现，碳交易政策的实施，不仅减少了试点地区的工业碳排放，而且碳交易试点地区的碳市场效率在逐年提升。在此基础上，Zhang et al. (2022) 研究发现，绿色金融可通过产业结构升级和技术进步，提升碳排放效率。基于“波特假说”，Liu et al. (2022) 研究发现，绿色信贷可以通过环保引致研发，提升中国碳排放绩效。Lee & Lee (2022) 研究发现，绿色金融可以显著提升绿色全要素生产率，且绿色金融政策发挥正向调节作用。在微观层面，Gozgor (2018)、Lu et al. (2020)、Shang (2022) 研究发现，通过可持续投资的方式遏制气候风险，可以激励金融中介机构。Lv et al. (2023) 研究发现，绿色信贷政策能显著提升重污染企业绿色生产率，融资规模效应与融资成本效应是其主要作用机制。

通过以上分析，可以看出，关于绿色金融在支持低碳转型方面的效果，学者们的观点并未达成共识，所得出的结论在指导绿色金融发展实践发展方面具有一定的局限性。关于绿色金融是否有效支持低碳转型的研究成果，目前存在一些分歧。这可能一方面与绿色金融指标的度量方式有关；另一方面，也可能与研究对象和研

究方法的选取有关。考虑到中国绿色金融发展实践的独特性¹，本文对绿色金融指标评价体系进行了完善和改进，旨在科学且合理地评估绿色金融发展水平，全面并客观地分析中国各地区绿色金融的发展状况，并在此基础上，评估其在经济低碳转型中的成效。此外，考虑到长期以来，中国存在的分权治理结构与政绩考核体制，使得地方政府在推进绿色金融发展的过程中，会存在“逐底竞争”或“逐顶竞争”的现象。那么在考虑地方政府间策略互动行为的情况下，绿色金融是否是本地区 and 邻近地区碳排放绩效的福音？即绿色金融是否在提升本地区碳排放绩效的同时，通过空间溢出效应，提升邻近地区碳排放绩效？若存在，空间作用机制为何？已有研究尚未充分回答该问题。故而，本文基于中国特色的绿色金融发展实践，深入剖析绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应及其作用机制，不仅弥补了现有研究关于绿色金融指标评级及其空间溢出效应方面研究的不足，也为完善中国的绿色金融体系和碳中和投融资体系提供了一定的参考。

本文基于 2010~2020 年省级面板数据，运用面板固定效应模型、时空双固定 SDM 模型、空间 DID 模型等，实证检验了绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应及其作用机制，研究发现：首先，绿色金融对碳排放绩效具有显著的正向空间溢出效应，该结论在进行一系列稳健性检验后，依然成立；其次，绿色金融提升碳排放绩效主要的作用机制是：融资约束、绿色创新和环保引致研发，而其空间溢出作用机制在本地区与邻近地区间存在非对称性。再次，选取历史数据作为绿色金融的工具变量，以及采用空间 DID 方法，进行内生性处理后，绿色金融提升碳排放绩效的结论依然成立；最后，绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应，存在分维度和分地区的异质性。基于以上结论，本文提出了发展绿色金融，全面可持续地支持经济社会低碳转型的相关建议。

本文的边际贡献如下：第一，创新性地构建符合中国绿色金融实践特色的指标评价体系。不同于以往研究，仅从绿色金融产品角度，构建绿色金融指标评价体系，本文从政策推动与市场效果两个维度，构建兼具中国特色社会主义鲜明特征的绿色金融指标评价体系，以全面衡量地区绿色金融发展水平。此外，在绿色金融测度方面，运用主客观组合赋权法进行测度，其中主观权重采用 AHP 方法进行确定；客观权重改进了现有的熵值法，运用时空极差熵权法进行确定。在此基础上，计算出组合权重，弥补了单一使用主观赋权或客观赋权法存在的不足；第二，拓展了绿

¹ 中国绿色金融发展实践的特殊性表现在它结合了政策驱动和市场操作的模式，并强调环境效益与经济效益的平衡。也就是说，与国外绿色金融相比，中国绿色金融发展实践具有鲜明的特征，即政府对绿色金融的推动力度比较大，政策引导明显。中国政府把发展绿色金融作为推动绿色经济发展的重要手段，并制定了一系列的政策。

色金融与碳排放绩效空间溢出效应方面的研究。关于绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应的文献相对较少，而深入探讨其空间作用机制的文献更是寥寥无几，本文不仅分析了绿色金融对本地区碳排放绩效的提升效应及其作用机制，而且分析了绿色金融对邻近地区碳排放绩效的影响效应及其机制，为该领域的相关研究提供了丰富的经验证据；第三，改进了绿色金融研究的内生性问题处理。本文创新地使用历史数据作为绿色金融的工具变量，即查阅历史书籍资料，手工整理收集康熙二十四年典当铺户数数据，作为绿色金融的工具变量。以往研究采用 GDP 相近地区绿色金融发展水平的均值作为绿色金融的工具变量（王玉林和周亚虹，2023），或采用地理距离（Lee et al., 2023; Yan et al., 2023），以及绿色金融的滞后一期作为工具变量（谢东江和胡士华，2023; 庞加兰等，2023），与之相比，本文使用历史数据作为绿色金融的工具变量，更符合工具变量的“外生性”和“相关性”条件，可为后续研究提供了一定的借鉴和参考。此外，采用绿色金融改革创新试验区这一准自然实验进行因果推断，进一步缓解了潜在的内生性问题。

本文的剩余内容如下：第二部分通过规范分析，提出待检验的研究假说；第三部分介绍本文的数据；第四部分介绍本文的实证分析策略；第五部分分析实证结果；第六部分总结全文主要研究结论，并给出政策启示。

二、作用机制与研究假说

绿色金融的三大功能（资源配置功能、风险管理功能与市场定价功能），可提升资源利用效率，支持碳减排活动，促进经济发展方式转型，从而提升碳排放绩效。

首先，绿色金融的资源配置功能，可引导金融资源流向绿色低碳领域，进而带动市场资源向绿色低碳领域倾斜。一方面，政府发布绿色金融政策，则是在向社会公众释放“促进绿色低碳发展”的信号（Shi et al., 2022; Lee et al., 2023），在政府的引导下，金融机构和企业积极开发金融产品和工具，加强对资源节约型和低碳环保型行业的投融资支持，从而激发地区企业绿色低碳发展的积极性。企业在生产过程中，更加注重绿色低碳环保，并及时调整生产模式，使其向绿色低碳转型，进而提升地区碳排放绩效。另一方面，绿色金融对高能耗、高污染企业（两高企业）具有“惩罚效应”（Zhang et al., 2021; Hu et al., 2021），可引导资金从两高企业流出，继而对“两高企业”形成融资约束。Wang et al. (2020) 认为，绿色信贷通过对两高企业实行高贷款利率，以限制两高企业贷款。面对较高的高融资约束，两高企业可能会退出市场，或者进行绿色技术创新，并转向绿色低碳的生产模式。例如，Zhang et al. (2011) 研究发现，绿色信贷政策实施后，重污染企业的有息债务融资和长期债务明显下降，债务融资成本明显增加，新增投资明显减少。Hu et al.

(2020)认为,面临高融资约束时,重污染企业会缩小生产规模、从而减少能源消耗与碳排放。

其次,绿色金融的风险管理功能,可降低低碳转型风险。例如,绿色保险等金融产品及其衍生品,可防范金融体系的低碳转型风险,从而保障绿色金融支持低碳转型的效果。最后,绿色金融的市场定价功能,可促进碳交易市场的发展(Ren et al., 2020),从而更好地支持低碳转型。在绿色金融政策的引导下,地方政府积极推进碳权益交易市场建设,碳权益交易市场的运行,通过发挥其价格发现功能,为碳减排项目合理定价,有助于低碳领域的投资者进行科学决策,在实现经济效益目标的同时,减少碳排放,从而提升地区碳排放绩效。

综上,绿色金融通过发挥三大金融功能,提升碳排放绩效。此外,由于绿色金融包含“自上而下”的政策推动,与“自下而上”的市场探索,绿色金融政策往往被邻近地区学习和模仿,从而进一步促使空间关联地区各经济变量的空间联动性得以加强,故本地区绿色金融的发展不仅提升了地区内的碳排放绩效,还会通过空间溢出效应提升邻近地区的碳排放绩效。因此,提出研究假说 1:

假说 1:绿色金融不仅有助于提升本地区碳排放绩效,而且通过空间溢出效应提升邻近地区碳排放绩效。

绿色金融除了直接影响碳排放绩效外,还会通过融资约束、绿色技术创新以及增加环保引致研发,间接影响碳排放绩效。

首先,绿色金融可通过缓解绿色低碳企业的融资约束,提升地区碳排放绩效。绿色金融的资源优化配置功能,可引导资金从高能耗领域流向绿色低碳领域,增加绿色低碳企业的外部融资,缓解绿色低碳企业的融资约束(Lu et al., 2022; Yu et al., 2021; Wang and Fan, 2023),使其有更多的资金开发绿色低碳产品,扩大企业生产规模,并形成规模经济,进而促进地区绿色低碳产业的发展,提升地区碳排放绩效。

其次,绿色金融可通过促进绿色技术创新,提升碳排放绩效。绿色技术创新具有投资成本高、周期长、风险高、短期收益少的特点,因此,金融机构投资绿色技术创新活动的积极性不高。然而,绿色金融的风险管理功能,可规避绿色技术创新过程中所面临的风险,并通过引导社会资本投向企业的绿色技术创新环节,进而激发企业开展绿色技术创新活动的动力,故绿色金融可促进绿色技术创新。Wang et al. (2022)研究发现,在新兴国家和绿色金融发展水平低的国家,绿色金融会显著促进绿色创新。与此同时,绿色技术创新有助于提升碳排放绩效。例如, Xu et al. (2021)分析了异质性绿色技术创新对碳排放绩效的影响,研究发现,绿色技术创

新提升了碳排放绩效，而与其他类型的绿色技术创新相比，直接碳减排创新与绿色行政型创新对碳排放绩效的影响效应相对较弱。Shan et al. (2021) 研究了土耳其绿色技术创新、可再生能源消费与碳排放之间的关系，研究发现，绿色技术创新和可再生能源消费减少了碳排放。

最后，绿色金融会通过促进环保引致研发，进而提升碳排放绩效。从资金要素的再分配角度来看，在绿色金融的引导下，对于低碳环保项目，企业会分配更多的研发资金，从而促进环保研发投入的增长。例如，Sharfman 和 Fernando (2008) 研究发现，当企业在环境风险管理、环境信息披露以及环境绩效等方面表现良好时，企业将获得规模更大、期限更长以及成本更低的外部融资。从绿色金融的监管约束机制与激励机制来看，绿色金融的监管约束机制，会倒逼高碳排放企业进行低碳转型，促进高碳企业环保研发投入。与此同时，绿色金融的激励机制，会降低低碳企业的融资门槛，引导低碳企业将更多资金投入环保研发，进而提升碳排放绩效。例如，Zhang (2021) 研究发现，环境规制引致的环保研发是促进企业绿色全要素生产率增长的主要动力。Wang et al. (2020) 研究结果表明，研发投入的增加有助于经济增长与碳排放脱钩。此外，考虑到地区绿色金融政策的地区关联特征，因此，绿色金融对碳排放绩效影响的间接作用机制，也具有空间溢出效应。由此，提出假说 2：

假说 2: 绿色金融通过缓解融资约束、促进绿色技术创新、增加环保引致研发，从而提升本地区及邻近地区的碳排放绩效。

三、数据

(一) 碳排放绩效的测度

本文的被解释变量是碳排放绩效 (Cep)，采用包含非期望产出的全局超效率 EBM 模型测度（方法介绍请见附录 A）。具体的投入产出指标如下：

劳动力投入选用各省年均就业人员数来衡量；能源投入，采用能源消费总量来衡量；资本投入，借鉴张军等 (2004) 做法，运用永续盘存法计算地级市资本存量，具体而言，本期物质资本存量=上期物质资本存量* (1-9.6%) +本期固定资本形成总额。其中，9.6%代表不变的折旧率。此外，以 2003 年为基期，并对当期的资本存量进行平减，计算出不变价的资本存量。

期望产出为各省份历年地区生产总值 (GDP)，以 2003 年为基期，并根据 GDP 价格指数，对当年的 GDP 进行平减，将各省份历年的 GDP 平减为 2010 年不变价格的可比序列。

非期望产出变量用各省二氧化碳排放量 (CO₂) 来衡量, 参考马立等 (2022)、廖虹云等 (2022) 研究, 根据 ODIAC 化石燃料排放数据集|全球环境研究中心公布的数据, 通过矢量数据提取各地级市的碳排放数据, 形成面板数据²。

以上数据投入产出数据主要来源于《中国统计年鉴》《新中国 60 周年统计资料汇编》、各省份统计年鉴、EPS 数据库, 全球环境研究中心数据库, ODIAC 化石燃料排放数据集等数据库。碳排放绩效的测度结果见附录 B。

(二) 绿色金融的测度

本文的核心解释变量是绿色金融 (*Green*)。参考中央财经大学发布的《地方绿色金融发展指数构建说明及结果相关性报告》, 以及 Lv et al. (2021) 研究, 在此基础上, 对绿色金融指标评价体系进行改进和完善。从政策推动与市场效果评价两个维度, 构建绿色金融发展指数 (详见表 1)。其中, 政策推动评价, 主要反映的是政府、金融部门以及社会组织等主体推动绿色金融政策的行动力, 以激发地区发展绿色金融的动力, 引导地区开展绿色金融业务; 市场效果评价, 主要反映的是绿色金融在支持环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用方面, 所开展的一系列经济金融活动, 所呈现的市场效果。二级指标的具体描述见附录 C。

根据所构建的绿色金融指标体系, 采用主客观组合赋权法, 测度绿色金融发展综合指数和绿色金融发展分层次 (维度) 指数。具体而言, 采用层次分析法 (AHP) 与时空极差熵权法相结合的组合赋权法确定指标权重, 一方面可以体现各指标的相对重要性, 另一方面又兼顾到测度结果的客观性。具体的测算过程见附录 D。

表 1 绿色金融发展水平综合指标评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标描述	指标属性
政策推动 评价	国家、省级 及市、县级	是否建立国家绿色金融改革创新试验区 (C1)	满足条件 100 分, 否则为 0 分	+
	政府政策推动 (B1)	是否颁发省级绿色金融综合指导文件、是否颁发省级绿色金融专项规划文件、是否制定绿色金融标准、	满足条件 100 分, 否则为 0 分	+

² ODIAC 率先将天基夜间照明数据和单个发电厂排放/位置剖面相结合, 以估计化石燃料 CO₂ 排放的全球空间范围。通过创新的碳排放建模方法, ODIAC 在 1*1 公里处实现了全球化石燃料 CO₂ 排放的精细图景。另外, ODIAC 排放数据产品已被国际研究界广泛用于各种研究应用 (如 CO₂ 通量反演, 城市排放估计和观测系统设计实验)。由于数据为月度数据, 需要提取合成年度数据。需要说明的是, ODIAC 并未公布 2020 年的碳排放数据, 由于省份样本相对较少, 因此, 对于缺失的 2020 年碳排放数据, 采用外推法和数值模拟的方式对 2020 年的碳排放数据进行预测。

		是否召开绿色金融相关政府专题工作会议、是否与市场主体开展绿色金融相关战略合作（C2）		
		召开绿色金融相关政府专题工作会议的数量、发布绿色金融所有指导性文件数量、地方自行建设绿色金融试点、省份与市场主体绿色金融相关合作数量（C3）		+
		市、县两级是否与市场主体开展绿色金融相关战略合作？市、县两级是否出台绿色金融相关综合指导文件？市、县两级是否出台绿色金融相关专项指导文件？（C4）	满足条件 100 分，否则为 0 分	+
		市、县两级与市场主体绿色金融相关开展战略合作数量，市、县两级出台绿色金融相关综合指导文件数量，市、县两级出台绿色金融相关专项指导文件数量（C5）		+
		PITI 得分 ^a （C6）		+
		是否建立金融风险预警和防范机制（C7）	满足条件 100 分，否则为 0 分	+
	激励约束和提供便利市场主体的措施，以及推进能力建设情况（B2）	是否启动企业环保信息共享措施（C8）	满足条件 100 分，否则为 0 分	+
		是否建立地方性的绿色金融专业协会和绿色金融研究机构（C9）	满足条件 100 分，否则为 0 分	+
		地方绿色金融专业协会、绿色金融研究机构和培训活动的数量（C10）		+
	政府投资情况（B3）	节能环保支出占比（C11）	节能环保产业 财政支出/财政 支出总额	+
		环保投资额（C12）		+
		环境污染治理投资额占比（C13）	环境污染治理 投资额/GDP	+
市场效果评价	银行部门及企业部门（B4） ^b	已加入赤道原则、联合国环境署金融倡议、ICF 框架国际倡议等的银行数量，以及各地区绿色分支行的		+

	数量 (C14)		
	是否已加入赤道原则、联合国环境署金融倡议 (UNEP FI) 等国际倡议、是否加入并建立绿色分支行 (C15)	满足条件 100 分, 否则 0 分	+
	上市环保企业的数量 (C16)		+
	环保企业市场价值 (C17)	上市环保企业 A 股市值占比	+
	各省市上市公司 ESG 平均得分 (C18)	上市公司 ESG 总得分/上市公司总数	+
	非高耗能产业利息支出占比 (C19)	1-六大高耗能产业利息支出占比 ^c	+
绿色信贷 (B5)	上市环保企业新增银行贷款比重 (C20)	A 股上市环保企业新增银行贷款/A 股上市企业银行贷款	+
	主要商业银行绿色信贷余额占比 (C21)	各省绿色信贷余额/绿色信贷余额	+
	绿色债券 (C22)	绿色债券的发行规模	+
其他绿色金融产品与工具 (B6) ^d	绿色基金 (C23)	绿色基金的数量	+
	绿色 PPP (C24)	入库绿色 PPP 项目数量	+
	绿色保险 (C25)	绿色保险已上市险种数量	+
	总投资/重污染行业在建工程项目的环保投资总额 (C26)		+
环境权益 (B7)	审批和备案的建设项目环保投资总额/审批和备案的建设项目投资总额 (C27)		+
	能源结构低碳化指数 (C28) ^e		+
	是否建立了环境权益市场交易试点, 例如, 碳排放权、用能权、排污权、水权、环境使用权、低碳环保技术等 (C29)	满足条件 100 分, 否则 0 分	+
合作交流	是否加入 UNPRI、GIP、全球绿色	满足条件 100	+

(B8)	中心联盟、中国金融学会绿色金融专业委员会、中英金融机构环境信息披露试点工作组国际国内倡议的机构 (C30)	分, 否则 0 分
	加入 UNPRI、GIP、全球绿色中心联盟、中英金融机构环境信息披露试点工作组、以及中国金融学会绿色金融专业委员会国际国内倡议的机构数量等国际国内倡议的机构数量 (C31)	+
	各省加入中国金融学会绿色金融专业委员会国际国内倡议的机构数量 (C32)	+

注：^a 采用该省各城市总分的平均值。

^b 企业数据中不包含 ST 公司。

^c 根据《国民经济行业分类 2011》，六大高耗能产业包括：化学原料及化学制品制造业、石油加工炼焦和核燃料加工业、电力热力生产和供应业、黑色金属冶炼和压延加工业、有色金属冶炼和压延加工业、非金属矿物制品业。

^d 将绿色债券、绿色基金、绿色 PPP 与绿色保险归为其他绿色金融产品与工具这一维度，其原因是，《2021 中国绿色金融发展研究报告》显示，以银行为主体的绿色信贷占比高达 90% 以上，这说明中国绿色金融体系中，绿色信贷占比较大，其他绿色金融产品与工具占比较小，故将绿色债券、绿色基金、绿色 PPP 和绿色保险等归为其他绿色金融产品与工具这一类别。而针对绿色信贷，从各个角度，全面地评价了各地区绿色信贷发展水平。

^e 参考唐笑飞等（2011）研究，能源结构低碳化指数 = $\arccos(\cos(\theta 1))^3 + \arccos(\cos(\theta 2))^2 + \arccos(\cos(\theta 3))^1$ ，其中， $\cos(\theta 1) = \frac{\partial}{\partial^2 + \beta^2 + \gamma^2}$ ，

$\cos(\theta 2) = \frac{\beta}{\partial^2 + \beta^2 + \gamma^2}$ ， $\cos(\theta 3) = \frac{\gamma}{\partial^2 + \beta^2 + \gamma^2}$ ； ∂ ， β 和 γ 为各省份煤炭、油气以及其他能

源消费的占比。选择该指标的原因是，从资本配置来看，绿色金融主要投向节能环保和清洁能源等领域，例如，根据中国人民银行统计数据显示，2022 年，绿色信贷中投向具有直接和间接碳减排效益项目贷款占绿色信贷比重的 66.7%；根据 iFinD、商道绿融、川财证券研究所统计数据显示，2022 年，绿色债券投向清洁能源的比例为 50.8%。据此，将能源结构低碳化指数纳入绿色金融指标体系，可反映绿色金融的资本配置方向，也是地方环境权益的重要体现。

鉴于港澳台、西藏地区数据缺失较多，选取 2010~2020 年中国 30 个省（直辖市、自治区）的面板数据为样本，测度地区绿色金融发展指数，主要数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》、CSMAR 数据库、Wind 数据库、银行和企业的社会责任报告、以及主要投资网站和在线数据库等，相关的政策

发布与实施情况来自各省、市县级政府网站³。测度结果详见附录 E。

（三）控制变量

根据 IPAT 经典模型可知，影响碳排放的基准要素包括：人口、财富、技术三个因素。因此，选取人口密度、经济增长和技术创新作为三个基准影响因素的代理变量。具体而言，参考 Ren et al. (2021) 研究，采用人口密度来衡量地区人口规模 (*pop*)；采用各地区每年 GDP 增长率来衡量经济增长 (*eg*)。技术创新 (*tec*)，采用科学技术支出占财政支出额比重来衡量。

除了以上影响因素外，文章还选取了以下控制变量：

对外开放程度 (*trade*)，采用进出口总额占 GDP 的比重来衡量；能源强度 (*ei*)，采用能源消费总量占 GDP 的比重来衡量；能源消费结构 (*es*)，借鉴 Xu et al. (2021) 做法，采用电力消费占能源消费总量的比重来衡量^[15]；城市化水平 (*urban*)，采用各省城市化率来衡量。

产业结构协调 (*str*)，参考干春晖等 (2011)、崔丹等 (2021) 研究，从产业结构合理化、产业结构高级化、接续替代产业发展现状等角度来衡量。其中，产业结构合理化，采用泰尔指数测算而来；产业结构高级化，采用第三产业与第二产业产值比重来衡量；接续替代产业发展现状，采用第三产业产值占 GDP 的比重和技术成果市场化 (技术市场成交额占 GDP 的比重) 来衡量。对于以上各子维度指标，采用熵值法进行赋权，进而计算得出产业结构协调指数，以衡量各地区产业结构协调发展情况。

环境规制 (*ers*)，考虑到绿色金融指标体系里面包含了与地区环境污染治理情况相关的间接指标，因此这里环境规制主要采用非正式环境规制作为代理指标。具体而言，参考 Pargal 和 Wheeler (1996)、原毅军和谢荣辉 (2014) 等研究，选取收入水平、受教育程度和年龄结构等指标，以度量非正式环境规制强度。一般而言，收入水平越高，居民对环境质量的要求越高，居民的环境保护意识越强。采用城镇单位在岗职工平均工资来衡量地区居民的收入水平；受教育程度越高，居民的环保意识越强，对环境的关注程度越高，采用各省就业人员中大专以上受教育水平的比重来衡量受教育程度；此外，年轻人口比重高的地区，越重视环境保护，对非

³ 需要说明的是，起始年份为 2010 年的原因是，中国 2012 年出台《绿色信贷指引》之后，绿色金融取得初步发展，2016 年《关于构建绿色金融体系的指导意见》的出台，中国绿色金融发展迅速，且 2017 年中国推出绿色金融改革创新试验区政策，中国的绿色金融在地方层面开始全面发展，本文所构建的绿色金融发展水平综合指标评价体系全面反映了绿色金融发展情况，故 2012 年之前，各省份三级指标数据缺失较多，或者为 0。然而，若从 2012 年开始，则样本数据的时间跨度过短，影响后文实证分析结果。因此，为了便于评价与比较，以及考虑到政策实施前就已经释放了相关信号，故研究样本的起始时间为 2010 年，数据截止到 2020 年，因为 2020 年之后较多指标未披露或存在较多缺失数据。

政府环保组织的参与程度越高，采用各省 15 岁以下人口比重来衡量年龄结构。考虑到数据的可得性与完整性，采用中国 2010~2020 年 30 个省（自治区和直辖市）面板数据作为研究样本，由于西藏和港澳台数据严重缺失，研究中不纳入考虑。除特别说明外，数据主要来源于 EPS 数据库、《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和各省份统计年鉴。

四、实证分析策略

（一）模型设定

本文设定的基准回归模型如下：

$$Cep_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 Green_{it} + \gamma_2 X'_{it} + \varpi_i + \xi_t + \nu_{it} \quad (1)$$

模型（1）中， Cep_{it} 表示 i 省 t 年的碳排放绩效； $Green_{it}$ 表示 i 省 t 年的绿色金融发展水平； X'_{it} 代表一系列的控制变量； ϖ_i 和 ξ_t 分别表示个体和年份固定效应； ν_{it} 为随机误差项。

在模型（1）的基础上，考虑到绿色金融对碳排放绩效影响的空间溢出效应，构建了更为一般的空间杜宾模型（SDM），模型设定如下：

$$Cep_{it} = \delta_0 + \rho \sum_{j \neq i}^N W_{ij} Cep_{jt} + \partial_1 Green_{it} + \beta_1 \sum_{j \neq i}^N W_{ij} Green_{jt} + \vartheta X'_{it} + \tau \sum_{j \neq i}^N W_{ij} X'_{jt} + \mu_i (optional) + \eta_t (optional) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型（2）中， ρ 为被解释变量的空间滞后项系数； μ_i 和 η_t 分别表示个体和时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项，其余变量与模型（1）相同。

为进一步检验绿色金融对碳排放绩效影响的空间作用机制，在模型（2）的基础上，设定如下计量模型：

$$M_{it} = \delta_0 + \psi \sum_{j \neq i}^N W_{ij} M_{jt} + \partial_1 Green_{it} + \beta_1 \sum_{j \neq i}^N W_{ij} Green_{jt} + \vartheta X'_{it} + \tau \sum_{j \neq i}^N W_{ij} X'_{jt} + \mu_i (optional) + \eta_t (optional) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Cep_{it} = \delta_0 + \rho \sum_{j \neq i}^N W_{ij} Cep_{jt} + \partial_1 Green_{it} + \beta_1 \sum_{j \neq i}^N W_{ij} Green_{jt} + \psi M_{it} + \psi \sum_{j \neq i}^N W_{ij} M_{jt} + \vartheta X'_{it} + \tau \sum_{j \neq i}^N W_{ij} X'_{jt} + \mu_i (optional) + \eta_t (optional) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， M_{it} 代表中介变量，其余变量与模型（1）和（2）相同。

(二) 描述性统计与多重共线性检验

各变量的描述性统计结果如表 2 所示, 观察发现, 各变量之间存在着差异性, 适合进行回归分析。此外, 为排除多重共线性问题, 对变量间的相关系数进行了检验, 观察表 3, 可以发现, 除极个别相关系数大于 0.75, 大部分变量间的相关系数基本都小于 0.7, 且各变量方差膨胀因子的均值为 2.64, 远小于经验判断值 10, 因此可以忽略多重共线性问题的干扰。

表 2 变量说明与描述性统计结果

变量	变量代码	样本量	均值	标准差	中位数
碳排放绩效	<i>Cep</i>	330	0.7196	0.1595	0.7028
绿色金融	<i>green</i>	330	0.1484	0.0984	0.1198
人口密度	<i>pop</i>	330	0.2882	0.1158	0.2684
经济增长	<i>eg</i>	330	0.0782	0.0282	0.0785
技术创新	<i>tec</i>	330	2.0726	1.4672	1.3468
国际贸易	<i>trade</i>	330	0.2715	0.3071	0.1400
能源强度	<i>energy</i>	330	0.9092	0.4759	0.7688
产业协调发展 指数	<i>str</i>	330	0.1123	0.0950	0.0830
环境规制	<i>ers</i>	330	0.1520	0.0654	0.1419
能源结构	<i>es</i>	330	0.1269	0.0503	0.1242
城市化水平	<i>urban</i>	330	57.7512	12.4357	56.0012

资料来源: 笔者根据 STATA17.0 软件计算结果整理所得。

表 3 变量间的相关系数

	<i>green</i>	<i>pop</i>	<i>eg</i>	<i>tec</i>	<i>trade</i>	<i>energy</i>	<i>str</i>	<i>ers</i>	<i>es</i>	<i>urban</i>
<i>green</i>	1									
<i>pop</i>	-0.060	1								
<i>eg</i>	-0.377	-0.033	1							
<i>tec</i>	0.558	-0.137	-0.170	1						
<i>trade</i>	0.315	-0.131	-0.052	0.807	1					
<i>energy</i>	-0.431	-0.079	0.264	-0.543	-0.467	1				
<i>str</i>	0.470	-0.141	-0.243	0.526	0.508	-0.332	1			
<i>ers</i>	0.671	-0.069	-0.453	0.474	0.321	-0.321	0.567	1		
<i>es</i>	0.322	-0.257	-0.117	0.217	0.138	-0.034	0.056	0.234	1	
<i>urban</i>	0.515	-0.150	-0.392	0.753	0.767	-0.495	0.608	0.583	0.093	1

资料来源: 笔者根据 STATA17.0 软件计算结果整理所得。

五、实证结果分析

（一）基准回归

在进行回归分析前，依次采用 Moran's I 指数、吉尔里指数 (Geary's C)、LM 检验、Hausman 检验、LR 检验和时空双固定效应检验对模型估计形式进行检验，检验结果显示，包含时空双固定效应的空间杜宾模型更适合本文的计量估计（详见附录 F）。表 4 的列（1）和列（2）展示了无空间溢出效应的固定效应模型估计结果，列（3）-列（5）展示了包含时空双固定效应的空间杜宾模型 (SDM) 估计结果。观察列（1）和列（2），可以发现，在未加入空间滞后项时，绿色金融对碳排放绩效的正向影响效应，通过了 1% 的显著性水平检验，说明绿色金融的发展可提升地区碳排放绩效，验证了假说 1。与该结论相似，Zhang et al. (2022) 研究发现，绿色金融主要通过技术进步与产业结构升级提升碳排放效率，然而，该研究并未进一步探讨绿色金融的空间溢出效应。Pang et al. (2022) 研究发现，绿色金融并不总是碳效率的福音，从长期来看，绿色金融在牛市中可以产生积极影响，而在熊市中则产生消极影响。然而，该研究仅以绿色债券代表绿色金融发展水平，并不能全面体现中国绿色金融的发展特征。此外，也有研究证实了绿色金融政策在实现碳中和目标过程中，所发挥的积极作用，例如，An et al. (2021)、Sun et al. (2022)、Zhang et al. (2022)、Lee et al. (2022) 分析了绿色金融对节能降碳发挥的积极作用。然而，上述文献大多基于绿色金融工具视角，或者基于政策视角，探讨其节能降碳效应，不能体现中国特色的绿色金融发展实践。鉴于此，本文从绿色金融政策和市场角度出发，构建较为全面的绿色金融指标评价体系，对已有绿色金融评价体系与测度方法进行了改进，并实证检验绿色金融是否是提升地区碳排放绩效的福音，补充和完善了绿色金融与碳减排的相关研究。

列（3）-列（5）是采用不同空间权重矩阵情况下，SDM 模型的估计结果。观察发现，无论采用邻接矩阵，还是地理矩阵，或者嵌套矩阵，在 1% 的显著性水平下，碳排放绩效的空间滞后项系数显著为正，这说明碳排放绩效存在显著的正向空间关联效应，碳排放绩效水平高的地区，其周边地区的碳排放绩效水平也必然较高，反映了碳排放绩效在空间上具有显著的扩散效应。Du et al. (2022) 研究发现，碳交易政策对碳排放效率具有显著的空间溢出效应。Zhou et al. (2023) 研究发现，城市碳效率具有显著空间溢出效应，高铁建设显著提升了当地及周边城市的碳效率。本研究证实了上述研究关于碳效率空间溢出特征的结论。本地区在制定低碳环

保政策的时候，可能将邻近地区作为“榜样”，学习模仿邻近地区低碳转型经验，以完善本地区低碳治理相关的政策框架，提升本地区碳排放绩效。观察核心解释变量及其空间滞后项的回归系数，可以发现，在1%的显著性水平下，本地区绿色金融的发展，对本地区和邻近地区的碳排放绩效都有正向影响效应。

表4 绿色金融对碳排放绩效影响的空间计量估计结果

	(1)	(2)	(3) 邻接 矩阵	(4) 地理距 离矩阵	(5) 地理与经济 距离嵌套矩阵
	FE		SDM		
被解释变量	<i>Cep</i>	<i>Cep</i>	<i>Cep</i>	<i>Cep</i>	<i>Cep</i>
<i>Green</i>	0.1967*** (3.4045)	0.2053*** (3.7870)	0.1709*** (3.8797)	0.1717*** (3.8046)	0.1715*** (3.7974)
<i>pop</i>	0.0902 (1.5198)	0.1081** (2.0248)	0.1430*** (3.2233)	0.1119** (2.4909)	0.1119** (2.4877)
<i>eg</i>	-0.7261*** (-5.4565)	-0.3588** (-1.9942)	-0.2010 (-1.3668)	-0.2066 (-1.3756)	-0.2036 (-1.3540)
<i>tec</i>	0.0106* (1.8662)	0.0178*** (3.5812)	0.0090** (2.0550)	0.0096** (2.1599)	0.0097** (2.1800)
<i>trade</i>	-0.1472*** (-3.7230)	0.0301 (0.7975)	-0.0042 (-0.1377)	-0.0009 (-0.0270)	-0.0013 (-0.0397)
<i>energy</i>	0.0496** (2.1832)	0.1195*** (5.1837)	0.1434*** (7.3177)	0.1526*** (7.7049)	0.1528*** (7.7107)
<i>str</i>	0.5806*** (4.5983)	0.4432*** (3.5057)	0.5896*** (5.5702)	0.6217*** (5.6551)	0.6234*** (5.6625)
<i>ers</i>	-0.0115 (-0.1513)	0.1091 (1.6422)	0.0883* (1.6956)	0.0851 (1.5991)	0.0852 (1.5995)
<i>es</i>	1.9027*** (7.9613)	2.0539*** (9.8395)	2.3638*** (12.2891)	2.3093*** (12.6228)	2.3198*** (12.6631)
<i>urban</i>	0.0125*** (9.2334)	0.0056*** (2.8289)	0.0053*** (3.0558)	0.0058*** (3.2701)	0.0059*** (3.3249)
<i>_cons</i>	-0.3355*** (-4.0799)	-0.2059* (-1.6869)			
ρ			0.2388*** (2.9868)	0.2553*** (3.1788)	0.2567*** (3.1719)
$W \times gren$			0.1803** (2.2097)	0.1981** (2.3396)	0.2025** (2.3765)
$W \times pop$			-0.2549*** (-2.7118)	-0.1465 (-1.4224)	-0.1517 (-1.4611)

<i>W×eg</i>			1.3493*** (4.2543)	1.2868*** (3.8069)	1.3032*** (3.8179)
<i>W×tec</i>			-0.0046 (-0.6743)	-0.0071 (-1.0037)	-0.0077 (-1.0672)
<i>W×trade</i>			0.3062*** (5.3420)	0.2930*** (5.2009)	0.2943*** (5.1849)
<i>W×energy</i>			-0.0955** (-2.0472)	-0.1002** (-2.2005)	-0.1014** (-2.2029)
<i>W×str</i>			0.8059*** (3.4580)	0.8403*** (3.4866)	0.8527*** (3.5052)
<i>W×ers</i>			0.0594 (0.5137)	0.0683 (0.6099)	0.0686 (0.6061)
<i>W×es</i>			1.2454** (2.4313)	1.4723*** (3.0260)	1.5026*** (3.0554)
<i>W×urban</i>			0.0074** (2.2738)	0.0079** (2.2757)	0.0078** (2.2479)
<i>log-lik</i>			719.2805	712.3716	712.0043
时间固定	No	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	330	330	330	330	330
r ²	0.8903	0.9256	0.8357	0.8377	0.8372

注：***, **, 和*分别表示在 1%, 5%, 和 10%的水平上显著, ()内的数值为 t 统计值。log-lik 为 Log-likelihood。若无特别说明, 下同。

由于 SDM 模型测度的空间外溢效益是全局效应而非局部效应, Elhorst(2014)指出, 模型设定中包含全局效应时, 空间计量模型本身的点估计结果并非代表解释变量的边际影响, 因而要比较分析各解释变量间的作用效果差异及其空间外溢效应, 还需要依据模型的点估计结果, 进一步测算各解释变量的直接效应和间接效应。Paul Lesage 和 Polasek (2008) 也指出, 完全依据 SDM 模型本身的点估计结果, 来分析解释变量对被解释变量的影响, 及其空间外溢效应可能会导致错误的结论。为此, 根据表 4 中 SDM 模型的点估计结果, 进一步测算绿色金融对碳排放绩效的直接效应和间接效应。

表 5 报告了各空间权重矩阵空间杜宾模型的直接效应、间接效应估计结果。观察发现, 在 1% 的显著性水平下, 绿色金融的直接效应估计系数为 0.1855, 说明本地区绿色金融的发展有助于提升当地碳排放绩效。绿色金融的间接效应估计系数为 0.2762, 且通过了 1% 的显著性水平检验, 说明本地区绿色金融的发展, 可通过空间外溢效应, 提升邻近地区的碳排放绩效。此外, 比较直接效应估计系数和间

接效应估计系数，可以发现，间接效应估计系数大于直接效应估计系数，说明本地区绿色金融的发展通过空间溢出效应，对邻近地区碳排放绩效的提升效应更明显，反映了地方政府在推进绿色发展过程中，存在“逐顶竞争”现象。以上估计结果表明，当前中国绿色金融的总体发展水平虽不高，但是在国家政策的鼓励 and 指导下，各地区发展绿色金融的积极性较高，地方政府积极探索绿色金融发展路径，地区间绿色金融发展存在竞相向上的现象。

表 5 绿色金融对碳排放绩效影响的直接效应和间接效应估计结果

	邻接矩阵			地理距离矩阵			地理与经济距离嵌套矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>Green</i>	0.1855*** (4.1247)	0.2762*** (2.7620)	0.4617*** (4.1529)	0.1887*** (4.0872)	0.3086*** (2.8763)	0.4973*** (4.1741)	0.1886*** (4.0836)	0.3154*** (2.9069)	0.5041*** (4.1909)
<i>pop</i>	0.1284*** (2.8973)	-0.2752** (-2.1847)	-0.1468 (-1.0124)	0.1027** (2.2519)	-0.1483 (-1.0574)	-0.0456 (-0.2797)	0.1024** (2.2430)	-0.1551 (-1.0930)	-0.0527 (-0.3202)
<i>eg</i>	-0.1114 (-0.7699)	1.6110*** (4.1463)	1.4995*** (3.3309)	-0.1157 (-0.7797)	1.5549*** (3.7069)	1.4392*** (2.9832)	-0.1122 (-0.7553)	1.5806*** (3.7162)	1.4684*** (3.0071)
<i>tec</i>	0.0088** (1.9957)	-0.0033 (-0.3855)	0.0055 (0.5487)	0.0092** (2.0695)	-0.0062 (-0.6929)	0.0030 (0.2893)	0.0093** (2.0833)	-0.0069 (-0.7539)	0.0024 (0.2308)
<i>trade</i>	0.0145 (0.4670)	0.3796*** (4.9141)	0.3941*** (4.4283)	0.0185 (0.5786)	0.3714*** (4.8500)	0.3899*** (4.4075)	0.0180 (0.5634)	0.3740*** (4.8225)	0.3920*** (4.3847)
<i>energy</i>	0.1406*** (7.2917)	-0.0761 (-1.2935)	0.0645 (0.9952)	0.1495*** (7.4517)	-0.0776 (-1.3078)	0.0719 (1.0477)	0.1496*** (7.4565)	-0.0790 (-1.3132)	0.0706 (1.0169)
<i>str</i>	0.6466*** (5.7722)	1.2241*** (3.9693)	1.8708*** (5.2595)	0.6862*** (5.9197)	1.3158*** (4.0060)	2.0020*** (5.3675)	0.6883*** (5.9282)	1.3373*** (4.0121)	2.0257*** (5.3629)
<i>ers</i>	0.0912* (1.8465)	0.0887 (0.6057)	0.1799 (1.0876)	0.0890* (1.7603)	0.1040 (0.7179)	0.1930 (1.1687)	0.0891* (1.7605)	0.1046 (0.7133)	0.1937 (1.1607)
<i>es</i>	2.4894*** (12.4521)	2.3062*** (3.4349)	4.7956*** (5.9985)	2.4585*** (12.9506)	2.6809*** (3.8985)	5.1394*** (6.4525)	2.4703*** (12.9827)	2.7355*** (3.9107)	5.2058*** (6.4356)
<i>urban</i>	0.0059*** (3.3187)	0.0111*** (2.8735)	0.0170*** (4.0519)	0.0064*** (3.5752)	0.0122*** (2.8841)	0.0187*** (4.1023)	0.0065*** (3.6253)	0.0123*** (2.8578)	0.0188*** (4.0832)

（二）稳健性检验

首先，为缓解异常值对回归结果的影响，对核心解释变量和被解释变量进行缩尾处理，表 6 的 Panel A 报告了缩尾处理后的估计结果。观察发现，在 1% 的显著性水平下，绿色金融的直接效应和间接效应估计系数为正，且绿色金融的间接效应估计系数值更大，这与基准回归结果基本一致；

其次，更换核心解释变量的度量方式。采用客观赋权法（即时空熵权法），对绿色金融重新进行测度，表 6 的 Panel B 报告了更换绿色金融度量方式后的估计结果。观察发现，在三种不同的空间权重矩阵下，绿色金融的直接效应与间接效应估计系数显著为正，且绿色金融对碳排放绩效的间接效应大于直接效应，基准回归结果依然成立；

再次，排除碳市场政策的影响。考虑到碳交易试点的实施会影响绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应。在回归估计中，引入虚拟变量 *treat*，若该地区属于碳交易试单地区，则 *treat* 为 1，否则为 0。表 6 的 Panel C 估计结果显示，绿色金融的估计系数与基准回归结果一致；

最后，排除“十三五”规划政策的影响。《“十三五”节能减排综合工作方案》针对节能减排目标，提出了一系列具体的措施和规划方案，可能会影响估计结果。因此，在模型中引入 *plan* 虚拟变量，若样本期间属于 2016~2020 年，则 *plan* 变量为 1，否则为 0。加入 *plan* 虚拟变量后的估计结果如表 6 的 Panel D 所示，观察发现，在三种不同空间权重矩阵下，绿色金融的估计系数与基准回归基本一致。以上检验结果表明，本文的基准回归结果具有稳健性。

表 6 绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应稳健性检验结果

Panel A:缩尾处理			
	(1) 邻接矩阵	(2) 地理距离矩阵	(3) 地理和经济距离嵌套矩阵
核心解释变量	<i>gren</i>	<i>gren</i>	<i>gren</i>
直接效应	0.1873*** (4.1586)	0.1908*** (4.1278)	0.1907*** (4.1241)
间接效应	0.2668*** (2.6827)	0.2991*** (2.7897)	0.3059*** (2.8210)
总效应	0.4541*** (4.1090)	0.4899*** (4.1135)	0.4966*** (4.1306)
Panel B:更换绿色金融衡量方式			
	(1) 邻接矩阵	(2) 地理距离矩阵	(3) 地理和经济距离嵌套矩阵
核心解释变量	<i>gren</i>	<i>gren</i>	<i>gren</i>

续表：Panel B: 更换绿色金融衡量方式			
直接效应	0.1379*** (3.8624)	0.1416*** (3.8716)	0.1415*** (3.8672)
间接效应	0.2266*** (2.8931)	0.2505*** (3.0008)	0.2560*** (3.0323)
总效应	0.3645*** (4.2089)	0.3921*** (4.2320)	0.3975*** (4.2500)
Panel C: 排除碳市场政策的影响			
	(1) 邻接矩阵	(2) 地理距离矩阵	(3) 地理和经济距离嵌套矩阵
核心解释变量	<i>gren</i>	<i>gren</i>	<i>gren</i>
直接效应	0.1861*** (4.1441)	0.1893*** (4.1075)	0.1892*** (4.1039)
间接效应	0.2865*** (2.5942)	0.3193*** (2.7265)	0.3262*** (2.7549)
总效应	0.4726*** (3.9485)	0.5085*** (4.0039)	0.5154*** (4.0191)
Panel D: 排除“十三五”规划政策的影响			
	(1) 邻接矩阵	(2) 地理距离矩阵	(3) 地理和经济距离嵌套矩阵
核心解释变量	<i>gren</i>	<i>gren</i>	<i>gren</i>
直接效应	0.1725*** (3.8256)	0.1838*** (3.9970)	0.1939*** (4.3592)
间接效应	0.2943*** (2.6382)	0.3272*** (2.8009)	0.3340*** (2.9697)
总效应	0.4668*** (3.8344)	0.5110*** (4.0364)	0.5279*** (4.3301)

注：表中控制了基准回归所包含的控制变量，为节约篇幅，未予展示。若无特别说明，下同。

(三) 异质性分析

基准回归考察了绿色金融总体发展水平对地区碳排放绩效的影响，而绿色金融包含了“自上而下”的顶层设计与“自下而上”的实践探索等一系列的经济金融活动，以支持经济社会全面低碳转型。因此，有必要深入探讨绿色金融各分维度指数对碳排放绩效的空间溢出效应，以为完善绿色金融体系，推进绿色金融发展，提升碳排放绩效提供参考。

表 7 报告了不同空间权重矩阵下，绿色金融各分维度指数对碳排放绩效的空间溢出效应结果，观察发现：（1）无论采用邻接矩阵，还是地理矩阵，或者嵌套矩阵，在 1% 的显著性水平下，政策推动指数（*gren1*）的直接效应估计系数为正。然而，政策推动指数的间接估计系数未通过显著性检验。说明为发展绿色金

融所制定和实施的相关政策，仅提升了本地区碳排放绩效。（2）无论采用邻接矩阵，还是地理矩阵，或者嵌套矩阵，在 1% 的显著性水平下，市场效果指数(*gren2*) 的直接和间接效应估计系数为正，这说明绿色金融发展的市场实践不仅提升了本地区碳排放绩效，而且通过空间溢出效应，提升了邻近地区的碳排放绩效。

以上结果表明，与政策推动相比，绿色金融的市场效果在提升碳排放绩效方面发挥了更重要的作用。而政策推动的空间溢出效应不显著的原因：一方面可能与地方政府重视绿色金融发展程度有关，若邻近地区政府发展绿色金融的动力不足，在制定和实施绿色金融政策方面，地区间很难形成“逐项竞赛”的绿色金融发展模式；另一方面，可能与周边地区绿色金融政策的实施效果有关，即邻近地区虽然积极学习模仿本地区在政策推动方面的相关经验，但是存在政策“只发布，不实施”的问题。市场效果的空间溢出效应显著，这反映了绿色金融发展的市场实践，可促进地区间绿色金融资源共享，提升本地区及邻近地区的碳排放绩效。

表 7 绿色金融分维度指数对碳排放绩效空间溢出效应的异质性

核心解释 变量	邻接矩阵		地理距离矩阵		地理和经济距离嵌套矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>gren1</i>	<i>gren2</i>	<i>gren1</i>	<i>gren2</i>	<i>gren1</i>	<i>gren2</i>
直接效应	0.2123*** (2.8076)	0.3206*** (4.5556)	0.2198*** (2.8303)	0.3305*** (4.5974)	0.2190*** (2.8107)	0.3311*** (4.6025)
间接效应	0.2473 (1.3490)	0.6462*** (4.1249)	0.2406 (1.2716)	0.7173*** (4.2980)	0.2500 (1.3053)	0.7251*** (4.3003)
总效应	0.4596** (2.1737)	0.9667*** (5.3576)	0.4603** (2.1155)	1.0478*** (5.4022)	0.4690** (2.1345)	1.0562*** (5.4028)

注：*gren1*、*gren2* 分别表示政策推动指数与市场效果指数。

资料来源：笔者根据 STATA17.0 软件回归结果整理所得。

中国地大物博，地区间由于地理自然环境，以及经济社会政治发展情况存在较大差距，绿色金融对碳排放绩效的影响效果也存在异质性。因此，在基准回归的基础上，进一步探讨了绿色金融对碳排放绩效影响的空间异质性。表 8 报告了不同空间权重矩阵下，中国东中西地区绿色金融发展对碳排放绩效的空间溢出效应结果⁴。观察发现，在 1% 的显著性水平下，无论采用邻接矩阵，还是地理矩阵，或者嵌套矩阵，东部地区绿色金融的直接效应和间接效应估计系数显著为正。这

⁴ 根据国家统计局中三大地带的划分方式，将样本地区划分为东中西部地区。其中，东部地区包括：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括：山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表明，东部地区绿色金融的发展不仅提升了本地区碳排放绩效，而且提升了邻近地区的碳排放绩效。究其原因，东部地区经济基础条件好，金融体系健全，社会居民的绿色环保意识较高，绿色金融发展成效显著，良好的外部经济金融环境，以及社会居民的环保关注度较高，倒逼地方政府重视绿色金融发展，因此，东部地区易形成“逐项竞赛”的绿色金融发展模式，各地区发展绿色金融的积极性较高，本地区绿色金融发展可通过空间溢出效应，提升邻近地区碳排放绩效。

对于中部地区而言，无论采用邻接矩阵，还是地理矩阵，或者嵌套矩阵，绿色金融的直接效应估计系数不显著，间接效应估计系数在 10% 的显著性水平下为正，表明中部地区绿色金融发展对本地区碳排放绩效不显著，却提升了邻近地区碳排放绩效。原因可能是，中部地区绿色金融发展水平不高，体制机制不完善，地区间绿色金融标准不统一，绿色金融标准低的地区会吸引周边地区高耗能企业搬迁，进而产生“漂绿”的问题，这种企业搬迁行为虽然有助于提升周边地区的碳排放绩效，却不利于提升本地区碳排放绩效。

对于西部地区而言，无论采用邻接矩阵，还是地理矩阵，或者嵌套矩阵，在 1% 的显著性水平下，绿色金融的直接效应估计系数为正，而间接效应估计系数不显著。其原因是，一方面，西部地区碳排放绩效水平不高，因此具有较大的提升空间；另一方面，虽然西部地区绿色金融总体水平不高，但是近年来，西部地区多数省份重视绿色金融发展，例如，甘肃、贵州、新疆等省份均为绿色金融改革创新试验区，试验区内的省份积极出台绿色金融综合指导文件和专项规划文件，促进绿色金融基础设施建设、绿色金融标准的构建，以及探索绿色金融产品创新，因而绿色金融提升碳排放绩效成效显著。然而，由于西部地区经济发展水平低，居民的环保意识不强，公众社会的环保关注程度较低，绿色金融发展的意愿不够强烈，因此，地区间尚未形成“逐项竞赛”的绿色金融发展模式，故本地区绿色金融对邻近地区碳排放绩效影响不显著。

表 8 东中西地区绿色金融对碳排放绩效空间溢出效应的异质性

		(1) 邻接矩阵	(2) 地理距离矩阵	(3) 地理和经济距离 嵌套矩阵
核心解释 变量		<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
	直接效应	0.3786*** (5.3871)	0.3671*** (5.6266)	0.3630*** (5.5648)
东部	间接效应	0.3571*** (3.4901)	0.3456*** (3.1850)	0.3468*** (3.1937)
	总效应	0.7357*** (5.3786)	0.7127*** (5.0809)	0.7098*** (5.0735)

		(4) 邻接矩阵	(5) 地理距离矩阵	(6) 地理和经济距离 嵌套矩阵
核心解释 变量		<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
中部	直接效应	-0.0773 (-1.2818)	-0.0773 (-1.2818)	-0.0771 (-1.2759)
	间接效应	0.1660* (1.7653)	0.1660* (1.7653)	0.1618* (1.6969)
	总效应	0.0887 (1.0640)	0.0887 (1.0640)	0.0847 (1.0058)
		(7) 邻接矩阵	(8) 地理距离矩阵	(9) 地理和经济距离 嵌套矩阵
核心解释 变量		<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
西部	直接效应	0.3706*** (4.5030)	0.3730*** (4.2385)	0.3707*** (4.2116)
	间接效应	-0.1208 (-0.8937)	-0.1639 (-0.9965)	-0.1600 (-0.9699)
	总效应	0.2498 (1.5294)	0.2091 (1.1012)	0.2107 (1.1046)

资料来源：笔者根据 STATA17.0 软件回归结果整理所得。

此外，根据“秦岭淮河一线”，将样本地区划分为南北方，进行异质性分析⁵。表 9 报告了不同空间权重矩阵下，中国南北地区绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应结果。考虑到地理和经济距离矩阵同时考虑到了地理邻近和经济关联两种空间力量共同作用，因此重点分析表 9 嵌套矩阵的估计结果。表 9 的列（3）估计结果显示，对于南方地区而言，在 1% 的显著性水平下，绿色金融的直接和间接效应估计系数为正。这说明南方地区绿色金融的发展不仅提升了本地区碳排放绩效，而且促进了邻近地区碳排放绩效的提升。然而，对于北方地区而言，绿色金融的直接估计效应系数为正，且通过了 1% 的显著性水平检验，间接效应估计系数不显著，说明北方地区绿色金融的发展有助于提升本地区碳排放绩效，对邻近地区的碳排放绩效影响不显著。

究其原因：一方面，本文的测度结果显示，南方的绿色金融发展水平高于北方地区，说明南方地区无论是在推进绿色金融政策框架构建方面，还是在绿色金融的市场实践探索方面，都超过了北方地区，高水平绿色金融地区间形成的“集聚效应”，加之居民环保意识较强，地方政府重视绿色低碳发展，较易形成“逐

⁵ 南方地区包括：江苏、安徽、湖北、重庆、四川、云南、贵州、湖南、江西、广西、广东、福建、浙江、上海、海南；北方地区包括：黑龙江、吉林、辽宁、北京、天津、河北、新疆、内蒙古、宁夏、山西、山东、河南、陕西、甘肃、青海。

顶竞赛”的绿色金融发展模式，因此，绿色金融的空间溢出效应较明显。此外，南方地区大都经济基础条件好，金融市场体系健全，为绿色金融提升碳排放绩效提供了良好的外部环境。另一方面，北方地区大都为重化工业型产业结构，高能耗高污染的产业，不属于绿色金融支持的范围，因此，北方地区发展绿色金融的积极性不高、动力不足，地区间较难形成“逐顶竞赛”的绿色金融发展模式，因而绿色金融的空间溢出效应不明显。故北方地区有必要进一步发展转型金融，以弥补绿色金融在支持高能耗产业方面存在的不足。

表 9 南北地区绿色金融对碳排放绩效空间溢出效应的异质性

		(1) 邻接矩阵	(2) 地理距离矩阵	(3) 地理和经济距离 嵌套矩阵
核心解释变量		<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
南方	直接效应	0.1881*** (3.2689)	0.1881*** (3.2689)	0.1882*** (3.2653)
	间接效应	0.3651*** (3.0802)	0.3651*** (3.0802)	0.3659*** (3.0683)
	总效应	0.5532*** (4.0080)	0.5532*** (4.0080)	0.5541*** (3.9976)
		(4) 邻接矩阵	(5) 地理距离	(6) 地理和经济距离 嵌套矩阵
核心解释变量		<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
北方	直接效应	0.2145*** (2.7600)	0.2065*** (2.6423)	0.2056*** (2.6293)
	间接效应	0.2467* (1.7849)	0.1734 (1.3961)	0.1749 (1.3922)
	总效应	0.4612** (2.5378)	0.3799** (2.3990)	0.3805** (2.3779)

资料来源：笔者根据 STATA17.0 软件回归结果整理所得。

(四) 机制分析

为检验研究假说 2，在基准回归结果的基础上，进一步的估计了式（3）和（4），以分析绿色金融影响碳排放绩效的空间作用机制。

首先，融资约束机制。参考 Hadlock & Piere（2010）、刘莉亚等（2015）、宋敏等（2021）研究，采用公式 $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ ，其中 *Size* 为企业规模，用总资产的对数衡量；*Age* 为企业年龄，即当前年度减去上市年份 +1。由此可计算得出样本期内企业的 SA 指数，并以此作为融资约束的衡量指标 *fin*。SA 指数为负，取值越大，表明融资约束程度越高。此外，考虑到绿色金融

主要是缓解绿色环保企业的融资约束水平，以支持绿色低碳转型，故按照企业所属行业进行筛选，去掉非绿色低碳环保行业的企业，再将各省筛选后的样本企业的融资约束水平汇总至省级层面，以衡量各省的融资约束水平。

表 10 的 Panel A 报告了在不同空间权重矩阵下，对融资约束进行中介效应检验的结果。观察 Panel A 的列（1），列（3）和列（5），可以发现，在 1% 的显著性水平下，绿色金融的直接和间接效应估计系数为负，说明绿色金融缓解了绿色低碳环保企业的融资约束。为估计式 4，在基准回归模型基础上，加入绿色金融与融资约束变量。Panel A 的列（2），列（4）和列（6）的估计结果显示，融资约束的直接和间接效应估计系数显著为负，表明绿色低碳环保企业的融资约束水平，确实会抑制地区碳排放绩效的提升。以上检验结果表明，绿色金融不仅通过缓解本地区融资约束，而且通过空间溢出效应，缓解邻近地区的融资约束，从而提升了本地区及邻近地区的碳排放绩效。然而，绿色金融的直接和间接效应估计系数不显著，这说明融资约束是本地区与邻近地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的完全中介因子。

其次，绿色技术创新机制。表 10 的 Panel B 报告了在不同空间权重矩阵下，以绿色技术创新为中介变量的估计结果，其中，地区绿色技术创新水平采用各省市绿色专利获得数量加以衡量。观察 Panel B 的列（1）、列（3）和列（5），可以发现，在不同空间权重矩阵下，绿色金融对绿色创新的直接效应显著为正，间接效应未通过显著性检验。说明绿色金融的发展提升了本地绿色技术创新水平，而其正向溢出效应不显著。为估计式 4，在基准回归模型基础上，加入绿色金融与绿色技术创新变量。Panel B 的列（2），列（4）和列（6）的估计结果显示，绿色金融与绿色技术创新的直接效应估计系数显著为正。此外，与基准回归绿色金融的直接效应估计系数（表 5）相比，可以发现，其系数值有所减少，这说明绿色技术创新是本地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的部分中介因子。

最后，环保引致研发机制。表 10 的 Panel C 报告了在不同空间权重矩阵下，以环保引致研发作为中介变量的估计结果，其中，环保引致研发，参考 Zhao et al.（2022）、Liu et al.（2022）研究，遵循《OECD 资本测算手册 2009》的研发资本测算原则，搭建环保研发和传统研发资本存量的测算框架，进而采用综合永续盘存法计算得出省际环保研发资本存量。观察 Panel C 的列（1），列（3）和列（5），可以发现，在 1% 的显著性水平下，环保引致研发的直接效应估计系数为正，间接效应估计系数在 10% 的显著性水平下为正，说明绿色金融发展促进了环保引致研发的增长。为估计式 4，在基准回归模型基础上，加入绿色金融与环保引致研发变量。Panel C 的列（2），列（4）和列（6）的估计结果显示，绿色金融与环保引致研发的直接效应估计系数显著正，且与表 5 的回归结果相比，绿

色金融的直接效应估计系数值和显著性水平都有所下降,而绿色金融的间接估计效应系数不显著。以上结果说明,环保引致研发是本地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的部分中介因子,而其在邻近地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的完全中介因子。

表 10 作用机制检验结果

Panel A: 融资约束机制							
被解释变量	邻接矩阵		地理距离矩阵		经济和地理距离矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	<i>fin</i>	<i>Cep</i>	<i>fin</i>	<i>Cep</i>	<i>fin</i>	<i>Cep</i>	
直接效应	<i>gren</i>	-2.6891*** (-10.9485)	0.0808 (1.5378)	-2.6677*** (-10.7189)	0.0830 (1.5767)	-2.6639*** (-10.7056)	0.0827 (1.5692)
	<i>fin</i>		-0.0351*** (-3.5564)		-0.0381*** (-3.8594)		-0.0381*** (-3.8604)
间接效应	<i>gren</i>	-0.9752** (-2.4054)	-0.0726 (-0.5181)	-0.8571** (-2.0164)	-0.0797 (-0.5713)	-0.8834** (-2.0680)	-0.0781 (-0.5530)
	<i>fin</i>		-0.0744*** (-2.9626)		-0.0845*** (-3.3784)		-0.0851*** (-3.3623)
总效应	<i>gren</i>	-3.6643*** (-9.2993)	0.0082 (0.0517)	-3.5248*** (-8.4690)	0.0032 (0.0208)	-3.5473*** (-8.4910)	0.0046 (0.0295)
	<i>fin</i>		-0.1095*** (-3.7142)		-0.1225*** (-4.1888)		-0.1233*** (-4.1710)
Panel B: 绿色技术创新机制							
被解释变量	邻接矩阵		地理距离矩阵		经济和地理距离矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	<i>pat</i>	<i>Cep</i>	<i>pat</i>	<i>Cep</i>	<i>pat</i>	<i>Cep</i>	
直接效应	<i>gren</i>	3.6026*** (7.6749)	0.1247*** (2.5992)	3.5308*** (7.4004)	0.1251** (2.5747)	3.5280*** (7.3937)	0.1246** (2.5631)
	<i>pat</i>		0.0188*** (3.3744)		0.0213*** (3.8476)		0.0214*** (3.8549)
间接效应	<i>gren</i>	-0.4514 (-0.6339)	0.1024 (0.8007)	-0.5939 (-0.8008)	0.1271 (0.9871)	-0.5690 (-0.7637)	0.1313 (1.0087)
	<i>pat</i>		0.0352** (2.3672)		0.0377*** (2.6691)		0.0379*** (2.6528)
总效应	<i>gren</i>	3.1512*** (4.6902)	0.2271* (1.6556)	2.9368*** (4.1883)	0.2521* (1.8408)	2.9590*** (4.2065)	0.2560* (1.8499)
	<i>pat</i>		0.0540*** (3.0027)		0.0590*** (3.4351)		0.0593*** (3.4193)
Panel C: 环保引致研发机制							
	邻接矩阵		地理距离矩阵		经济和地理距离矩阵		

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>erd</i>	<i>Cep</i>	<i>erd</i>	<i>Cep</i>	<i>erd</i>	<i>Cep</i>
直接效应	<i>gren</i> 2.9304*** (7.5680)	0.0884* (1.9127)	3.0562*** (7.9844)	0.0906* (1.9451)	3.0485*** (7.9782)	0.0906* (1.9453)
	<i>erd</i>	0.0157*** (2.6264)		0.0173*** (2.8729)		0.0172*** (2.8484)
间接效应	<i>gren</i> 1.4593* (1.7489)	-0.0403 (-0.4023)	1.4682* (1.8336)	-0.0165 (-0.1670)	1.5025* (1.8640)	-0.0174 (-0.1752)
	<i>erd</i>	0.0557*** (5.3661)		0.0570*** (5.9411)		0.0579*** (5.9492)
总效应	<i>gren</i> 4.3897*** (4.6460)	0.0481 (0.4379)	4.5243*** (5.0753)	0.0741 (0.6860)	4.5510*** (5.0802)	0.0732 (0.6733)
应	<i>erd</i>	0.0714*** (6.1218)		0.0744*** (6.6508)		0.0751*** (6.6494)

资料来源：笔者根据 STATA17.0 软件回归结果整理所得。

（五）关于内生性问题的讨论

为缓解由遗漏变量、测量误差以及反向因果关系，带来的内生性问题，一是参考 Au 和 Henderson（2006）的做法，使用历史数据作为工具变量。胡金焱等（2016）指出，典当是中国最古老的金融组织，且在明清时期典当行业发展达到了高峰。此外，Pascali（2016）指出，金融发展具有长期持续性。因此，现代金融业发展应该是从典当行业的繁荣开始的。由此可推断，历史上典当行业发展繁荣的地区可能是现代金融发展水平高的地区。故典当业的发展与现代金融业的发展有关，满足了工具变量的相关性条件。与此同时，由于时间较为久远，历史上典当行业的发展对碳排放绩效的影响正在消失，就现阶段来看，历史上典当行业的发展难以影响地区碳排放绩效，满足了工具变量外生性条件。基于以上逻辑，选择康熙二十四年（1685 年）典当行典当铺户数作为绿色金融的工具变量⁶，记为 *IV*。由于本文研究样本为面板数据，只采用 1685 年的历史数据，无法应用固定效应模型，因此，借鉴 Nunn 和 Qian（2014）的设置方法，构造了各省份 1685 年典铺户数与上一年全国绿色金融发展水平的交互项，作为地区绿色金融发展指数的工具变量。

表 11 报告了工具变量的两阶段回归结果，列（1）为第一阶段估计结果，观察发现，在 1% 的显著性水平下，*IV* 的估计系数为正，验证了工具变量相关性假定；列（2）、（3）为第二阶段估计结果，观察发现，无论是否加入控制变量，

⁶ 典当行典当铺户数数据来源于：刘秋根，1995，《中国典当制度史》，上海：上海古籍出版社，P258-P259。

gren 的估计系数值在 1% 的显著性水平下为正, 说明在缓解潜在的内生性问题后, 绿色金融对碳排放绩效的提升效应依然显著。弱工具变量检验结果表明, 不存在弱工具变量问题, 因此, 所选的工具变量是合理的。

表 11 工具变量法

	(1)	(2)	(3)
	<i>gren</i>	<i>cop</i>	<i>cop</i>
<i>IV</i>	0.5399*** (6.5647)		
<i>W* cop</i>			
<i>gren /did</i>		0.2952** (2.1059)	0.4281*** (2.6785)
<i>W* gren</i>			
控制变量	No	No	Yes
_cons	0.1161*** (4.1072)	0.5875*** (14.4675)	-0.3787* (-1.8053)
log-lik			
时间固定	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes
N	330	330	330
Kleibergen-Paap rk LM statistic		42.823 [0.0000]	33.245 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		43.095 {16.38}	31.368 {16.38}
r2	0.8216	0.9344	0.9441
r2_a	0.7970	0.9254	0.9346

注: ***, **, 和*分别表示在 1%, 5%, 和 10% 的水平上显著, () 内的数值为 t 值, [] 内的数值为 P 值, {} 内的数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。

资料来源: 笔者根据 STATA17.0 软件回归结果整理所得。

二是以 2017 年央行等五部委引发的《五省区绿色金融改革创新试验区总体

方案》作为外生政策冲击⁷,进一步采用空间 DID 方法来缓解潜在的内生性问题。具体而言,设置虚拟变量 *did*,若样本省份属于绿色金融改革创新试验区,那么该省份在 2017 年及其以后,*did* 取值为 1,否则为 0。表 12 为空间 DID 估计结果,考虑到空间效应在未分解情况下,存在误差性问题,故重点分析直接和间接效应估计结果。列(1)估计结果所示,采用邻接矩阵进行估计时,在 1%的显著性水平下,*did* 的直接和间接效应估计系数为正,说明绿色金融改革创新试验区,不仅提升了本地区碳排放绩效,而且通过空间溢出效应提升了邻近地区碳排放绩效;列(2)和(3)估计结果显示,当采用地理距离矩阵和地理与经济距离嵌套矩阵进行估计时,在 5%的显著性水平下,*did* 的直接和间接效应估计系数依然为正。以上结果表明,在进行内生性问题处理后,本章的基准回归结果依然成立。

表 12 空间 DID 模型估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	邻接矩阵	地理距离矩阵	地理与经济距离嵌套矩阵
	<i>Cep</i>	<i>Cep</i>	<i>Cep</i>
<i>did</i>	0.0331*** (2.8870)	0.0351*** (2.9118)	0.0352*** (2.9130)
CV	Yes	Yes	Yes
<i>W*did</i>	0.0550*** (2.7858)	0.0359* (1.8192)	0.0364* (1.8240)
<i>W*cop</i>	0.3310*** (4.4554)	0.3556*** (4.6615)	0.3557*** (4.6198)
<i>W*CV</i>	Yes	Yes	Yes
直接效应			
<i>did</i>	0.0393*** (3.1631)	0.0402*** (3.0440)	0.0403*** (3.0446)
CV	Yes	Yes	Yes
间接效应			
<i>did</i>	0.0948*** (3.2859)	0.0728** (2.3926)	0.0736** (2.3916)
CV	Yes	Yes	Yes
总效应			
<i>did</i>	0.1342*** (3.7061)	0.1130*** (2.9213)	0.1139*** (2.9189)

⁷ 样本地区的江西、贵州、新疆、广东和浙江五省作为实验组,其他省份作为控制组。需要说明的是,本文在进行 DID 估计时,将甘肃省归为控制组,原因是,甘肃省于 2019 年 11 月 28 日才被批准为绿色金融改革创新试验区,而本文的样本数据时间维度截止到 2020 年,考虑到政策的滞后效应,政策效应在短期可能并未充分显现,故将其归为控制组。

CV	Yes	Yes	Yes
log-lik	640.6936	633.8845	633.2164
N	330	330	330
r2	0.3073	0.2513	0.2508

注：CV表示控制变量，log-lik为Log-likelihood.

此外，DID估计结果的有效性，需要满足平行趋势假定前提。因此，进一步采用事件研究法，检验平行趋势假设前提。以绿色金融改革创新试验区设立的前一年为基期⁸，进行估计，因此，图中没有-1期的估计结果。观察图7.4，可以发现，政策实施前，估计系数不显著，这说明绿色金融改革创新实验区政策实施前，各省份的碳排放绩效水平变化趋势没有显著的差异，验证了平行趋势假定。

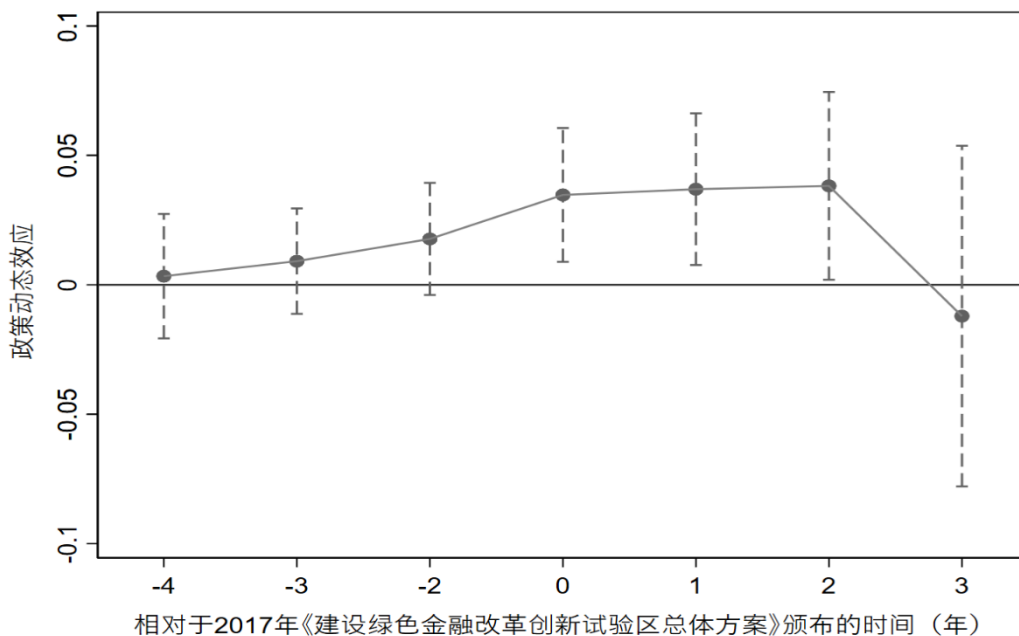


图4 平行趋势检验结果

六、结论与政策启示

金融作为现代经济的核心，绿色金融的快速发展无疑为中国“双碳”目标的实现提供了有利的金融支持。基于绿色金融支持中国经济低碳转型这一典型事实，采用2010~2020年中国省级面板数据，运用面板固定效应模型、时空双固定SDM模型和空间DID模型等，实证检验了绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应及

⁸ 考虑到绿色金融改革创新试验区的设立，一般都经历地方申报，国家审批的过程，因此，实践中地方政府已经提前知道自己是否能否设立绿色金融改革创新试验区，并提前开展相关建议工作，导致绿色金融改革创新实验区政策实际发挥作用的时间往往要早于国家公布的时间。

其作用机制。得出的主要结论如下：

第一，绿色金融与碳排放绩效存在显著的正向空间溢出效应。此外，绿色金融的发展不仅提升了本地区碳排放绩效，而且通过空间溢出效应，提升了邻近地区碳排放绩效，该结论在进行一系列稳健性检验后依然成立。第二，绿色金融对碳排放绩效的空间溢出效应具有分维度和地区异质性。从绿色金融分维度指数来看，政策推动指数提升了本地区碳排放绩效，对邻近地区碳排放绩效的影响不显著；市场效果指数不仅提升了本地区碳排放绩效，而且提升了邻近地区碳排放绩效。从地区异质性来看，东部地区和南方地区绿色金融的发展不仅提升了本地区碳排放绩效，而且通过空间溢出效应促进邻近地区碳排放绩效的提升。中部地区绿色金融的发展对本地区碳排放绩效影响不显著，对邻近地区碳排放绩效具有正向空间溢出效应，但是显著性水平较低；西部和北方地区绿色金融的发展对本地区的碳排放绩效具有正向影响效应，但是其空间溢出效应不显著。

第三，绿色金融提升碳排放绩效的主要作用机制是：降低融资约束、促进绿色技术创新和环保引致研发。具体而言，融资约束是本地区及邻近地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的完全中介因子；绿色技术创新是本地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的部分中介因子，然而，绿色技术创新并不是本地区绿色金融提升邻近地区碳排放绩效的作用机制；环保引致研发是本地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的部分中介因子，而环保引致研发是邻近地区绿色金融发展与碳排放绩效提升之间的完全中介因子。第四，内生性讨论结果表明，选取康熙二十四年典当铺户数历史数据，作为绿色金融的工具变量，采用工具变量法进行内生性处理，绿色金融提升碳排放绩效的结论依然成立；此外，选取绿色金融改革创新试验区政策，进行外生冲击检验，绿色金融对碳排放绩效的正向空间溢出效应结论依然成立。

基于上述研究结论，得出的政策启示如下：

首先，各省份应积极发展绿色金融，促进绿色金融高质量发展，以更好地支持经济社会低碳转型。一方面，需要继续完善现有的绿色金融政策框架，建立健全绿色金融激励约束机制，加大政府对绿色低碳环保行业的投资，提高银行及企业部门推进绿色金融发展的积极性，创新绿色信贷、绿色债券、绿色基金等产品与工具，建立完善的绿色金融环境权益市场，促进绿色金融的合作与交流；另一方面，有必要结合“创新、协调、绿色、开放、共享”的高质量发展理念，构建绿色金融高质量发展评价框架，全面科学地评估中国绿色金融高质量发展进程，明晰中国绿色金融高质量发展存在的短板，以明确绿色金融未来发展的方向。

其次，建立区域间绿色金融协同发展机制，加强地区间的合作与交流。本章的研究表明，绿色金融的发展不仅提升了本地区碳排放绩效，而且通过空间溢出

效应提升邻近地区碳排放绩效，这说明地区间绿色金融发展存在“逐顶竞争”的现象。因此，地方政府应提高绿色低碳环保意识，加强区域间的合作交流，建立区域绿色金融协同发展机制，促进绿色金融标准的统一。

再次，针对不同地区特点，制定差异化绿色金融发展策略。例如，东部和南方地区绿色金融发展水平高，且提升碳排放绩效的效应更显著，故东部地区应发挥绿色金融先锋和引领的作用，探索绿色金融发展新模式、新路径，并形成可复制可推广的经验；中部地区有必要积极学习东部地区先进的经验，并出台地区绿色金融发展指引与规划，在地方政府的引导下，完善绿色金融体系；虽然西部地区地方政府积极制定和出台绿色金融发展政策，但是其绿色金融政策的实施效果并未达到理想状态，有必要建立健全绿色金融市场体系，促进绿色金融标准的统一，探索绿色金融产品与工具的创新。北方地区有必要发展转型金融，支持高碳产业的低碳转型，以弥补绿色金融的不足。

最后，作用机制检验表明，融资约束、绿色技术创新与环保引致研发是绿色金融提升碳排放绩效的重要作用机制。因此，有必要强化绿色金融资源配置、风险管理与市场定价功能，缓解绿色低碳环保企业的融资约束；通过建立担保机制、创新担保方式、以及提供优惠贷款利率等措施，加大绿色金融对企业绿色技术创新活动和环保引致研发的支持，以更好地为地区绿色低碳转型提供金融支持。此外，绿色金融对地区碳排放绩效的提升效应还依赖于地区外部环境，故有必要提升地区市场化水平、创造良好的商业信用环境、提升居民的环境保护意识，从而提高地区的非正式环境规制水平，以更好地发挥绿色金融提升碳排放绩效的红利效应。

参考文献：

- 崔丹,卜晓燕,徐祯等：《中国资源型城市高质量发展综合评估及影响机理》，《地理学报》2021年第10期。
- 干春晖,郑若谷,余典范：《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》，《经济研究》2011年第5期。
- 韩峰,阳立高：《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》，《管理世界》2020年第2期。
- 胡金焱,张博,范辰辰：《气候冲击、民间金融与农民起义——典当的避险作用》，《金融研究》2016年第8期。
- 刘莉亚,何彦林,王照飞等：《融资约束会影响中国企业对外直接投资吗？——

基于微观视角的理论和实证分析》，《金融研究》2015年第8期。

庞加兰,王薇,袁翠翠:《双碳目标下绿色金融的能源结构优化效应研究》,《金融经济研究》2023年第1期。

宋敏,周鹏,司海涛:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》2021年第4期。

唐笑飞,鲁春霞,安凯:《中国省域尺度低碳经济发展综合水平评价》,《资源科学》2011年第4期。

王玉林,周亚虹:《绿色金融发展与企业创新》,《财经研究》2023年第1期。

谢东江,胡士华:《绿色金融、产业结构与城市工业绿色全要素生产率》,《国际金融研究》2023年第5期。

原毅军,谢荣辉:《环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验》,《中国工业经济》2014年第8期。

张中祥:《碳达峰、碳中和目标下的中国与世界——绿色低碳转型、绿色金融、碳市场与碳边境调节机制》,《人民论坛·学术前沿》2021年第14期。

An, S., Li, B., Song, D., & Chen, X., 2021, “Green credit financing versus trade credit financing in a supply chain with carbon emission limits”, *European Journal of Operational Research*, 292(1), 125-142.

Au, C. C., Henderson, J. V., 2006, “Are Chinese cities too small”, *The Review of Economic Studies*, 73(3): 549-576.

Bai, C., Zhou, L., Xia, M., et al., 2020, “Analysis of the spatial association network structure of China's transportation carbon emissions and its driving factors”, *Journal of Environmental Management*, 253: 109765.

Du, M., Feng, R., Chen, Z., 2022, “Blue sky defense in low-carbon pilot cities: A spatial spillover perspective of carbon emission efficiency”, *Science of the Total Environment*, 846, 157509.

Elhorst, J.P., 2014, “Matlab software for spatial panels”, *International Regional Science Review*, 37(3): 389-405.

Gozgor, G., 2018, “Determinants of the domestic credits in developing economies: The role of political risks”, *Research in International Business and Finance*, 46: 430-443.

Hadlock, C.J., Pierce, J.R., 2010, “New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index”, *The review of financial studies*, 23(5): 1909-1940.

Hu, Y., Jiang, H., Zhong, Z., 2020, “Impact of green credit on industrial structure

in China: theoretical mechanism and empirical analysis”, *Environmental Science and Pollution Research*, 27: 10506-10519.

Hu, G., Wang, X., Wang, Y., 2021, “Can the green credit policy stimulate green innovation in heavily polluting enterprises? Evidence from a quasi-natural experiment in China”, *Energy Economics*, 98, 105134.

Jia, Q., 2023, “The impact of green finance on the level of decarbonization of the economies: An analysis of the United States', China's, and Russia's current agenda”, *Business Strategy and the Environment*, 32(1): 110-119.

Kabir, M.N., Rahman, S., Rahman, M.A., et al., 2021, “Carbon emissions and default risk: International evidence from firm-level data”, *Economic Modelling*, 103: 105617.

Lee, C.C., Lee, C.C., 2022. “How does green finance affect green total factor productivity? Evidence from China”, *Energy Economics*, 107, 105863.

Lee, C. C., Chang, Y. F., Wang, E.Z., 2022. “Crossing the rivers by feeling the stones: The effect of China's green credit policy on manufacturing firms' carbon emission intensity”, *Energy Economics*, 116, 106413.

Lee, C.C., Wang, F., Chang, Y. F., 2023. “Does green finance promote renewable energy? Evidence from China”, *Resources Policy*, 82, 103439.

Lee, C.C., Wang, F., Lou, R., Wang, K., 2023, “How does green finance drive the decarbonization of the economy? Empirical evidence from China”, *Renewable Energy*, 204, 671-684.

Liu, X., Zhang, W., Cheng, J., et al., 2022, “Green credit, environmentally induced R&D and low carbon transition: Evidence from China”, *Environmental Science and Pollution Research*, 29(59): 89132-89155.

Lu, Z., Gozgor, G., Huang, M., et al.2020, “The impact of geopolitical risks on financial development: Evidence from emerging markets”, *Journal of Competitiveness*, (1).

Lu, Y., Gao, Y., Zhang, Y., Wang, J., 2022, “Can the green finance policy force the green transformation of high-polluting enterprises? A quasi-natural experiment based on “Green Credit Guidelines”, *Energy Economics*, 114, 106265.

Lv, C., Bian, B, Lee, C.C., et al., 2021, “Regional gap and the trend of green finance development in China”, *Energy Economics*, 102: 105476.

Lv, C., Fan, J., Lee, C.C., 2023, “Can green credit policies improve corporate green production efficiency?”, *Journal of Cleaner Production*, 397, 136573.

Nunn, N., Qian, N., 2014, "US food aid and civil conflict", *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.

Pang, L., Zhu, M. N., Yu, H., 2022, "Is green finance really a blessing for green technology and carbon efficiency?", *Energy Economics*, 114, 106272.

Pargal, S., Wheeler, D., 1996, "Informal regulation of industrial pollution in developing countries: evidence from Indonesia", *Journal of Political Economy*, 104(6): 1314-1327.

Pascali, L., 2016, "Banks and development: Jewish communities in the Italian Renaissance and current economic performance", *Review of Economics and Statistics*, 98(1): 140-158.

Pastor, J.T., Lovell, C.A.K., 2005, "A global Malmquist productivity index", *Economics Letters*, 88(2): 266-271.

Paul, Lesage, J., Polasek, W., 2008, "Incorporating transportation network structure in spatial econometric models of commodity flows", *Spatial Economic Analysis*, 3(2): 225-245.

Ren, S., Hao, Y., Xu, L., et al., 2021, "Digitalization and energy: How does internet development affect China's energy consumption?", *Energy Economics*, 98: 105220.

Ren, X., Shao, Q., Zhong, R., 2020, "Nexus between green finance, non-fossil energy use, and carbon intensity: Empirical evidence from China based on a vector error correction model", *Journal of Cleaner Production*, 277, 122844.

Shan, S., Genç, S.Y., Kamran, H.W., et al., 2021, "Role of green technology innovation and renewable energy in carbon neutrality: A sustainable investigation from Turkey", *Journal of Environmental Management*, 294: 113004.

Shang, Y., Han, D., Gozgor, G., et al., 2022, "The impact of climate policy uncertainty on renewable and non-renewable energy demand in the United States", *Renewable Energy*, 197: 654-667.

Sharfman, M.P., Fernando, C.S., 2008, "Environmental risk management and the cost of capital", *Strategic Management Journal*, 29(6): 569-592.

Shi, J., Yu, C., Li, Y., Wang, T., 2022, "Does green financial policy affect debt-financing cost of heavy-polluting enterprises? An empirical evidence based on Chinese pilot zones for green finance reform and innovations", *Technological Forecasting and Social Change*, 179, 121678.

Sinha, A., Mishra, S., Sharif, A., et al. 2021, "Does green financing help to improve environmental & social responsibility? Designing SDG framework through

advanced quantile modelling”, *Journal of Environmental Management*, 292: 112751.

Sun, Y., Guan, W., Cao, Y., Bao, Q., 2022, “Role of green finance policy in renewable energy deployment for carbon neutrality: evidence from China”, *Renewable Energy*, 197, 643-653.

Tone, K., 2002, “A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis”, *European Journal of Operational Research*, 143(1):32–41.

Wang, Q., Zhang, F., 2020, “Does increasing investment in research and development promote economic growth decoupling from carbon emission growth? An empirical analysis of BRICS countries”, *Journal of Cleaner Production*, 252: 119853.

Wang, Y., Lei, X., Long, R., et al., 2020, “Green credit, financial constraint, and capital investment: evidence from China’s energy-intensive enterprises”, *Environmental Management*, 66: 1059-1071.

Wang, Q.J., Wang, H.J., Chang, C.P., 2022, “Environmental performance, green finance and green innovation: What's the long-run relationships among variables?”, *Energy Economics*, 110, 106004.

Wang, Q., Fan, Z., 2023, “Green finance and investment behavior of renewable energy enterprises: A case study of China”, *International Review of Financial Analysis*, 87, 102564.

Xu, L., Fan, M., Yang, L., et al., 2021, “Heterogeneous green innovations and carbon emission performance: evidence at China's city level”, *Energy Economics*, 2021, 99: 105269.

Yan, X., Yang, C., Zhang, R., 2023, “How does green finance derive the resource efficiency and decarbonization of the economy?”, *Resources Policy*, 85, 103934.

Yu, C.H., Wu, X., Zhang, D., Chen, S., Zhao, J., 2021, “Demand for green finance: Resolving financing constraints on green innovation in China”, *Energy Policy*, 153, 112255.

Zhang, B., Yang, Y., Bi, J., 2011, “Tracking the implementation of green credit policy in China: Top-down perspective and bottom-up reform”, *Journal of Environmental Management*, 92(4): 1321-1327.

Zhang, D., 2021, “Green credit regulation, induced R&D and green productivity: Revisiting the Porter Hypothesis”, *International Review of Financial Analysis*, 75: 101723.

Zhang, W., Li, J., Li, G., et al., 2020, “Emission reduction effect and carbon market efficiency of carbon emissions trading policy in China”, 196: 117117.

Zhang, W., Zhu, Z., Liu, X., et al., 2022, “Can green finance improve carbon emission efficiency?”, *Environmental Science and Pollution Research*, 29(45): 68976-68989.

Zhang, A., Deng, R., Wu, Y., 2022, “Does the green credit policy reduce the carbon emission intensity of heavily polluting industries? Evidence from China's industrial sectors”, *Journal of Environmental Management*, 311, 114815.

Zhang, S., Wu, Z., Wang, Y., Hao, Y., 2021, “Fostering green development with green finance: An empirical study on the environmental effect of green credit policy in China”, *Journal of Environmental Management*, 296, 113159.

Zhao, S., Cao, Y., Feng, C., et al., 2022, How do heterogeneous R&D investments affect China's green productivity: Revisiting the Porter hypothesis. *Science of the Total Environment*, 825: 154090.

Zheng, J., Liu, X., Bigsten, A., 1998, “Ownership structure and determinants of technical efficiency: An application of data envelopment analysis to Chinese enterprises (1986–1990)”, *Journal of Comparative Economics*, 26(3): 465-484.

Zhou, T., Huang, X., Zhang, N., 2023, “Does the high-speed railway make cities more carbon efficient? Evidence from the perspective of the spatial spillover effect”, *Environmental Impact Assessment Review*, 101, 107137.

附录 A 包含非期望产出的全局超效率 EBM 模型

在测度全要素碳排放绩效之前，需要构建生产可能性集（PPS）。首先，已有研究在测度碳排放绩效时，一般假设每个时期构造的前沿面相互独立，导致测度的碳排放绩效结果不具有跨期可比性。因此，参考 Pastor 和 Lovell（2005）提出的全局参比方法，以解决不同时期测度结果的可比性问题。其次，为了进一步识别有效 DMU 的排序，借鉴 Tone（2002）的方法，采用超效率的测度方法进行评价。最后，在选择规模报酬是否可变的假设前提时，根据 Zheng 等（1998）观点，当规模报酬可变（VRS）与规模报酬不变（CRS）下，结果存在较大差异时，应选择 VRS 测度结果，因此，本文选择规模报酬可变（VRS）测度结果。综上，构建基于全局技术的生产可能集，具体而言，假设有 m 个 DMU，对于 DMU_o 而言，每 n 种投入指标 $I_o = (i_{1o}, i_{2o}, i_{3o}, \dots, i_{\pi o}, \dots, i_{no})$ 可以生产出 e 种期望产出 $Y_o = (y_{1o}, y_{2o}, y_{3o}, \dots, y_{ro}, \dots, y_{eo})$ 和 p 种非期望产出 $B_o = (b_{1o}, b_{2o}, b_{3o}, \dots, b_{qo}, \dots, b_{po})$ ，则生产可能性集如模型（5）所示：

$$PPS = \left\{ \begin{array}{l} (\bar{i}, \bar{y}, \bar{b}) \mid \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m i_j^t \lambda_j^t \leq \bar{i}^t; \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m y_j^t \lambda_j^t \geq \bar{y}^t \\ \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m b_j^t \lambda_j^t \leq \bar{b}^t; \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m \lambda_j^t = 1; \lambda \geq 0 \end{array} \right\} \quad (5)$$

其中, $(\bar{i}, \bar{y}, \bar{b})$ 为模型的最优解。 i 代表要素投入, y 代表期望产出, b 代表非期望产出。 λ 为权重变量, 权重变量的和为 1, 表示 VRS 技术假设。 在此基础上, 考虑非期望产出的全局超效率 EBM 模型 (具体见模型 6)。

$$G^* = \min_{\gamma, \delta, \lambda, s^-, s^+} \frac{\gamma + \varepsilon_i \sum_{\pi=1}^n \frac{w_{\pi}^- s_{\pi}^-}{i_{\pi 0}}}{\delta - \varepsilon_y \sum_{r=1}^e \frac{w_r^+ s_r^+}{y_{r0}} - \varepsilon_b \sum_{q=1}^p \frac{w_q^{b^-} s_q^{b^-}}{b_{q0}}} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} s.t. \quad & \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m i_{\pi j}^t \lambda_j^t - s_{\pi}^- \leq \gamma i_{\pi 0}, \quad \pi=1, \dots, n \\ & \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m y_{rj}^t \lambda_j^t + s_r^+ \geq \delta y_{r0}, \quad r=1, \dots, e \\ & \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m b_{qj}^t \lambda_j^t - s_q^{b^-} \leq \delta b_{q0}, \quad q=1, \dots, p \\ & \sum_{t=1}^T \sum_{j=1, j \neq 0}^m \lambda_j^t = 1 \\ & \lambda \geq 0, s_{\pi}^- \geq 0, s_r^+ \geq 0, s_q^{b^-} \geq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

其中, s_{π}^- 表示投入要素的非零松弛, 即投入冗余变量, s_r^+ 表示产出要素的非零松弛, 即期望产出不足变量, $s_q^{b^-}$ 表示非期望产出的非零松弛, 即非期望产出冗余变量。 w_{π}^- 表示投入要素的权重, w_r^+ 表示期望产出的权重, $w_q^{b^-}$ 表示非期望产出的权重。 ε 是 EBM 模型中的关键参数, 表示径向和非径向松弛变量的组合程度, 取值范围介于 [0, 1], 如果 $\varepsilon=0$, 则 EBM 模型等同于径向 CCR 模型; 如果 $\varepsilon=1$, 则 EBM 模型等同于 SBM 模型。

附录 B 碳排放绩效测度结果

图 5 为 2010 和 2020 年碳排放绩效测度结果, 观察发现, 除个别省份外, 2010 年碳排放绩效低值区主要集中在西北、西南和东北地区, 高值区主要集中在东部沿海地区; 与 2010 年相比, 2020 年中国各省碳排放绩效水平明显提升, 特别是东部地区省份, 而山西碳排放绩效一直处于低水平, 这与山西的高碳产业结构有关。

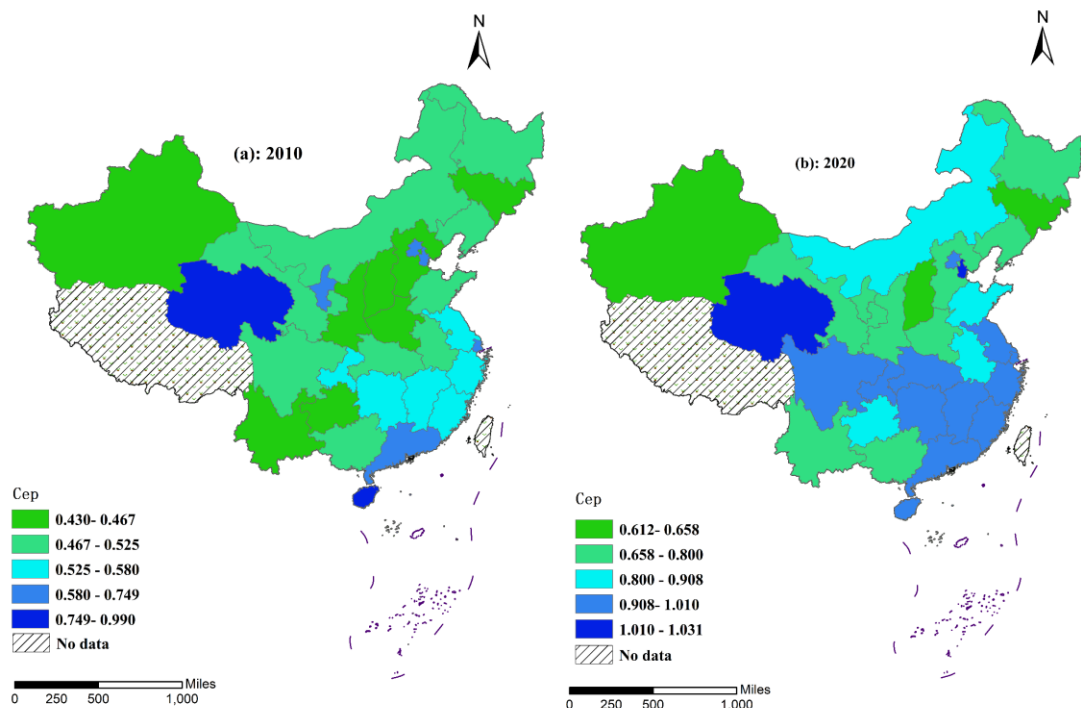


图 5 2010 年和 2020 年中国碳排放绩效的时空分布图

注：该图基于自然资源部地图技术审查中心标准地图（审图号 GS（2019）1822 号）绘制，底图无修改。

附录 C 绿色金融指标体系的相关说明

二级指标的具体描述如下：

（1）国家、省级及市县级政府政策推动。近年来，在中央及地方政府政策的指引下，中国绿色金融发展迅速。这说明，中国推进绿色金融发展的过程，体现了“中央-地方”联动的制度优势，因此，国家、省级及市县级政府政策是绿色金融发展的重要推动力，该维度指标反映了，中国绿色金融发展过程，具有明显的“政策推动”特征，体现了“自上而下”的顶层设计特征。

（2）激励约束机制、提供便利市场主体的措施，以及推进能力建设情况。作为绿色金融发展的“五大支柱”之一，激励约束机制能促进绿色金融“三大功能”更好地发挥，提升绿色金融支持低碳发展的能力。此外，便利市场主体的措施，以及绿色金融推进能力建设可促进地方环境信息披露机制的建立，推动绿色金融发展。

（3）政府投资情况。依据本文所界定的绿色金融内涵，绿色金融指的是，对节能环保、清洁能源、绿色建筑等领域进行投融资和运营管理的一系列经济金

融活动，因此，政府在节能环保领域的投资情况也是地区绿色金融发展的重要助推器。

(4) 银行及企业部门。作为绿色金融发展的重要市场主体，银行是绿色金融发展的重要承载着和推动者，企业的绿色生产行为是绿色金融发展的落脚点。因此，有必要从银行与企业部门视角出发，选取代表性指标，以直观地体现绿色金融发展的市场效果。

(5) 绿色信贷。《关于构建绿色金融体系的指导意见》中提到，绿色信贷是绿色金融的重要产品，也是绿色金融发展的“五大支柱”之一⁹。

(6) 其他绿色金融产品与工具。主要包括：绿色债券、绿色基金、绿色 PPP、绿色保险等绿色金融产品与工具，也是绿色金融发展的“五大支柱”之一，同时也是绿色金融产品创新的关键。

(7) 环境权益。环境权益体现了“自下而上”的绿色金融发展实践探索。中国人民银行联合七部委出台的《关于构建绿色金融体系的指导意见》(2016)中提出，绿色金融是指对环保、节能、清洁能源、绿色交通等领域的项目投融资、运营及风险管理所提供的金融服务，因此，地方环境权益状况，可体现绿色金融的服务水平，反映地区绿色金融发展效果。需要说明的是，该维度指标里面包含的两个分项指标：总投资/重污染行业在建工程项目的环保投资总额、审批和备案的建设项目环保投资总额/审批和备案的建设项目投资总额，反映的是各地区的环境影响评价情况，体现了绿色金融的资本配置效果。一方面，绿色金融对高污染企业具有“融资惩罚效应”，进而抑制重污染企业的融资规模。一个地区的绿色金融发展水平越高，对重污染行业具有显著的融资惩罚效应和投资抑制效应，故重污染行业在建工程项目的环保投资总额为逆向指标¹⁰，反映绿色金融的资源配置效果；另一方面，审批和备案的建设项目环保投资额越多，反映一个地区环评制度越完善，开展环评工作的效率越高，进而提升绿色金融的资金配置效率，引导资金投向节能环保领域。

(8) 合作交流。作为绿色金融发展的“五大支柱”之一，各国以及地区间的合作交流，是绿色金融发展的重要体现。

附录 D 绿色金融的测度方法

绿色金融的测算过程如下：

⁹ 绿色金融发展的“五大支柱”具体是指：绿色金融标准体系、环境信息披露、激励约束机制、产品与市场体系和国际合作已初步形成。

¹⁰ 需要说明的是本文的在建工程项目环保投资数据，是将重污染行业上市公司年报在建工程项目科目明细中，与环境保护支出直接相关的项目，如脱硫项目、污水处理、废气、除尘、节能等项目数据进行加总，得到企业当年的环保投资额，再汇总至省份层面，得到各省在建工程项目的环保投资额。该指标值越大，说明重污染行业规模越大，产生的环境污染越严重，绿色金融的“融资惩罚效应”相对不明显，因此，重污染行业在建工程项目的环保投资总额为逆向指标。

首先，采用 AHP 法确定主观权重。层次分析法的原理是，利用下一层次因素的相对排序，进而求得上一层次因素的相对排序。具体步骤如下：（1）通过对系统的深刻认识，确定该系统的总目标，弄清规划决策所涉及的范围、所要采取的措施方案和政策、实现目标的准则、策略和各种约束条件等，广泛地收集信息；（2）建立一个多层次的递阶结构，按目标的不同、实现功能的差异，将系统分为几个等级层次。具体而言，把待解决的问题分出系列层次，即根据所研究问题的性质和要达到的目标，将问题分解为不同的组成因素，按照因素之间的相互关系和隶属关系将各层次、各因素聚类组合，形成一个递阶有序的层次结构模型；（3）确定以上递阶结构中相邻层次元素间相关程度。对模型中的每一个层次、每一个因素的相对重要性，邀请研究领域的专家依据客观现实对其进行判断，并赋值量化；（4）通过构造比较判断矩阵及矩阵运算的数学方法，确定对于上一层次的某个元素而言，本层次中与其相关元素的重要性排序—相对权值；（5）通过综合计算各层次相对重要性的权值，得到最低层（方案层）相对于较高层（准则层）和最高层（总目标）的相对重要性次序组合权值，以此进行方案排序，作为评价和选择方案的依据。

其次，采用时空极差熵权法确定客观权重。与传统的熵值法相比，该方法的优点是，利用了指标在时空双重维度上的信息量，克服了传统熵值法只能利用各指标在某特定时点上信息的缺点，从而能更充分反映指标从时空双重维度上，对评价对象的区分度。对于本文所测度的绿色金融发展水平而言，由于在 2016 年中国人民银行、财政部等七部委印发了《关于构建绿色金融体系的指导意见》，中国初步建立了相对完善的绿色金融体系，相关指标在样本中的重要性可能会受到影响。因此，采用时空极差熵权法可以随时间的变化，动态更新指标权重，使得测度结果更具说服力。

为解决指标量纲不一致问题，采用极差变化法，对数据进行无量纲化处理。详见模型（8）-模型（11）。假设指标体系中有 K 个指标，有 N 个涉及的评价对象，时间跨度周期为 M 期，则指标体系可表示为 $X_i (i=1,2,\dots,K)$ ，其中 T 期 X_i 指标的取值可表示为 $X_{ijt} (j=1,2,\dots,N)$ 。式（8）和式（6）中， Y_{ijt} 为 X_{ijt} 经过标准化处理后的指标值； X_{ijt} 为各指标的原始值； $\max(X_{ijt})$ 和 $\min(X_{ijt})$ 分别为所选系列中的最大值和最小值。各指标的信息熵为 E_i ，各指标 X_i 的权重为 W_i 。

正向指标标准化的计算公式：

$$Y_{ijt} = \frac{X_{ijt} - \min(X_{ijt})}{\max(X_{ijt}) - \min(X_{ijt})} \quad (8)$$

负向指标标准化的计算公式：

$$Y_{ijt} = \frac{\max(X_{ijt}) - X_{ijt}}{\max(X_{ijt}) - \min(X_{ijt})} \quad (9)$$

$$E_i = -\ln(mn)^{-1} \sum_j \sum_t p_{ijt} \ln(p_{ijt}) \quad (10)$$

$$W_i = \frac{(1 - E_i)}{(k - \sum_i E_i)} \quad (11)$$

其中， $p_{ijt} = y_{ijt} / \sum_j \sum_t y_{ijt}$ 。如果 $p_{ijt} = 0$ 则定义 $p_{ijt} \ln(p_{ijt}) = 0$ 。

再次，确定组合赋权。将 AHP 分析法与时空熵权法计算出来的权重结果，按照 50% 进行加权求和，得到各指标的组合权重 W_i' 。

最后，计算得出绿色金融发展综合指数。利用组合权重 W_i' 与标准化后的指标数据 Y_{ijt} ，按照式模型 (12) 进行加权求和，计算得出中国 30 个省份（直辖市和自治区）2010-2020 年绿色金融发展水平综合指数。

$$green_{it} = \sum_{i=1}^k W_i' Y_{ijt} \quad (12)$$

模型 (12) 中， $green_{it}$ 的值位于 [0, 1] 之间， $green_{it}$ 值越大，表示地区绿色金融发展水平越高，反之则越低。

附录 E 绿色金融测度结果

图 6 为 2010 年和 2020 年绿色金融的测度结果，观察发现，总体来看，从 2010 年到 2020 年，中国各地区绿色金融发展水平明显提升，但是整体水平仍然较低。分地区来看，东部地区绿色金融发展水平，高于中西部地区；南方地区绿色金融发展水平，高于北方地区；2010 年北京、广东绿色金融发展水平领先于全国其他地区，东北和西北地区绿色金融发展水平较低；与 2010 年相比，2020 年，江苏、浙江、江西、新疆、四川等省份绿色金融发展水平提升较快，这些省份大部分都位于绿色金融改革创新试验区；北京和广东绿色金融发展水平仍处于全国领先地位；东北地区绿色金融发展水平仍落后于全国其他地区。

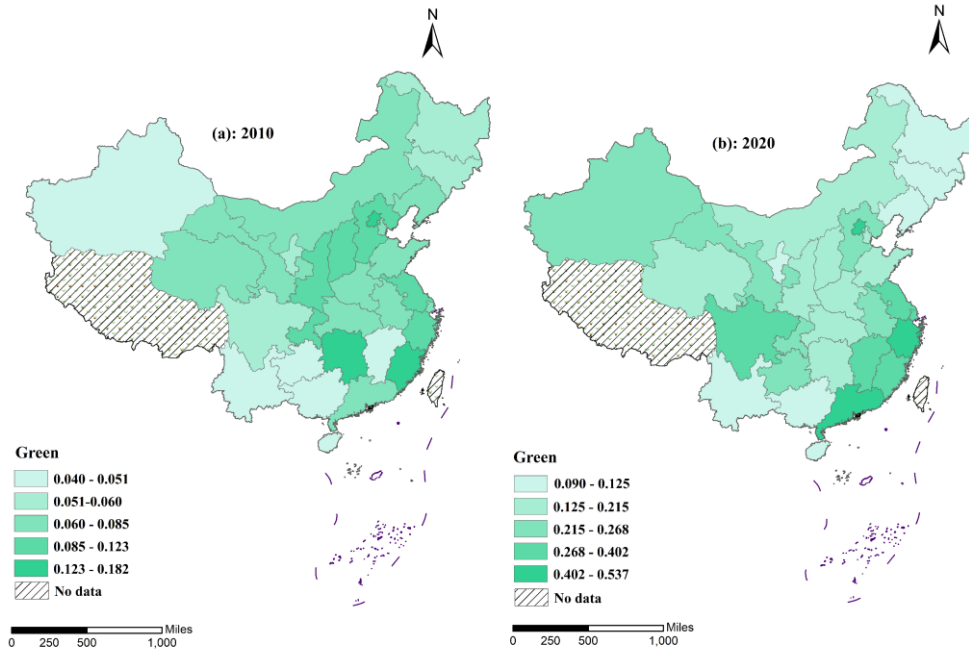


图 6 2010 年和 2020 年绿色金融时空分布图

附录 F 空间模型选择性检验

(1) 空间相关性检验¹¹。常用的空间相关性检验指标有：Moran's I 和 吉尔里指数 Geary's C 统计量。Moran's I 主要用于测度变量的全域空间自相关程度，反映空间邻接或空间邻近区域单元属性的相似程度。全域 Moran's I 系数取值[-1,1]，大于 0 表示存在正相关，小于 0 表示存在负相关，等于 0 表示不存在相关性，绝对值越接近于 1，相关性越强。同时采用 Moran's I 和 Geary's C 指数，对 2010~2020 年主要变量的全局空间自相关性进行检验。检验结果如表 13 显示，无论在何种空间权重矩阵下，核心变量 *Cep* 和 *green* 变量的 Moran's I 指数均大于 0.1，并在通过了显著性检验，表明碳排放绩效与绿色金融都存在显著的空间正相关性。

表 13 碳排放绩效与绿色金融的墨兰指数检验结果

		Moran's I		Geary's c		
邻接矩阵	变量名	<i>cop</i>	<i>gren</i>	变量名	<i>cop</i>	<i>gren</i>

¹¹ 本文综合使用邻接权重矩阵、地理距离矩阵与地理与经济距离嵌套矩阵进行空间计量分析。邻接权重矩阵为 0-1 矩阵，即若两省份相邻，则取值为 1，否则为 0，为了避免孤岛效应，设置海南省与广东省相邻；地理距离权重矩阵为地理邻近的行随机化矩阵；考虑到地理邻近与经济关联两种空间力量共同作用，参考邵帅等（2016）、韩峰和阳立高（2020）等的研究，进一步地构建了地理与经济距离嵌套矩阵，即 $W_{de} = \tau W_d + (1 - \tau) W_e$ ，其中 $0 < \tau < 1$ 为地理距离矩阵的权重，取值为 0.5。 W_d 用来表示空间交互作用中地理邻近的重要性。 W_e 为经济距离矩阵，采用两省人均 GDP 绝对值的倒数加以衡量。

	I	0.266	0.271	c	0.603	0.638
	E(I)	-0.034	-0.034	E(c)	1.000	1.000
	sd(I)	0.123	0.119	sd(c)	0.133	0.146
	z	2.444	2.579	z	-2.994	-2.473
	p-value*	0.007***	0.005***	p-value*	0.001***	0.007***
	Moran's I			Geary's c		
	变量名	<i>cop</i>	<i>gren</i>	变量名	<i>cop</i>	<i>gren</i>
地理距离 矩阵	I	0.221	0.272	c	0.665	0.676
	E(I)	-0.034	-0.034	E(c)	1.000	1.000
	sd(I)	0.123	0.118	sd(c)	0.131	0.142
	z	2.083	2.591	z	-2.565	-2.278
	p-value*	0.019**	0.005***	p-value*	0.005***	0.011**
	Moran's I			Geary's c		
	变量名	<i>cop</i>	<i>gren</i>	变量名	<i>cop</i>	<i>gren</i>
地理与经 济距离嵌 套矩阵	I	0.220	0.272	c	0.667	0.674
	E(I)	-0.034	-0.034	E(c)	1.000	1.000
	sd(I)	0.122	0.117	sd(c)	0.130	0.141
	z	2.091	2.621	z	-2.567	-2.308
	p-value*	0.018**	0.004***	p-value*	0.005***	0.011**

注：***, **, 和*分别表示在 1%, 5%, 和 10%的水平上显著。

资料来源：笔者根据 STATA17.0 软件计算结果整理所得。

此外，为了更直观地展示绿色金融与碳排放绩效的空间关联特征，以邻接矩阵为例，绘制了 2012 年、2016 年和 2020 年绿色金融与碳排放绩效的墨兰散点图¹²。观察图 7-图 9，可以发现，2012 年、2016 年和 2020 年，绿色金融与碳排放绩效的 Moran's I 指数显著为正，大多数样本地区都分布于一、三象限，表明绿色金融与碳排放绩效存在显著的空间正相关性，与上文表 5 的检验结果基本一致。

¹² 这里选择 2012 年、2016 年和 2019 年的原因是，2012 年银监会印发的《关于绿色信贷指引的通知》，初步建立了中国绿色信贷框架；2016 年，人民银行等七部委发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》，确立了中国绿色金融体系建设的顶层架构；此外，考虑到 2017 年绿色金融改革创新试验区政策的滞后效应，选取 2020 年作为代表性年份。图中的 *gren_12*、*gren_16* 和 *gren_20*，以及 *cop_12*、*cop_16* 和 *cop_20*，分别表示 2012、2016 和 2020 年的绿色金融发展水平与碳排放绩效。

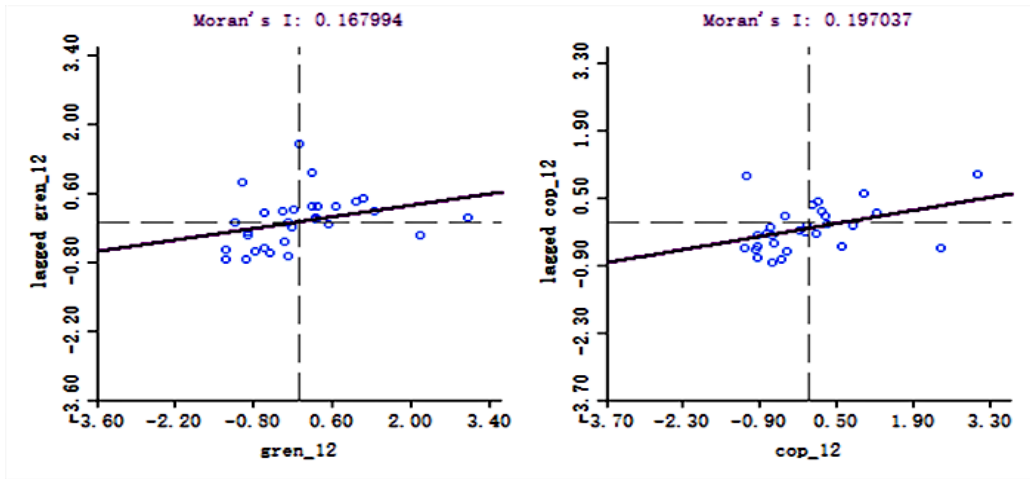


图 7 2012 年绿色金融与碳排放绩效的 Moran's I 散点图

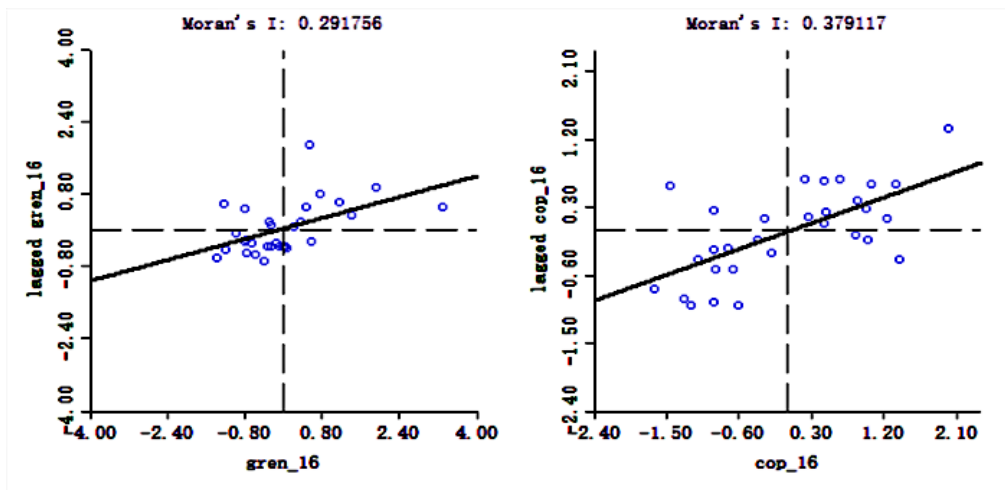


图 8 2016 年绿色金融与碳排放绩效的 Moran's I 散点图

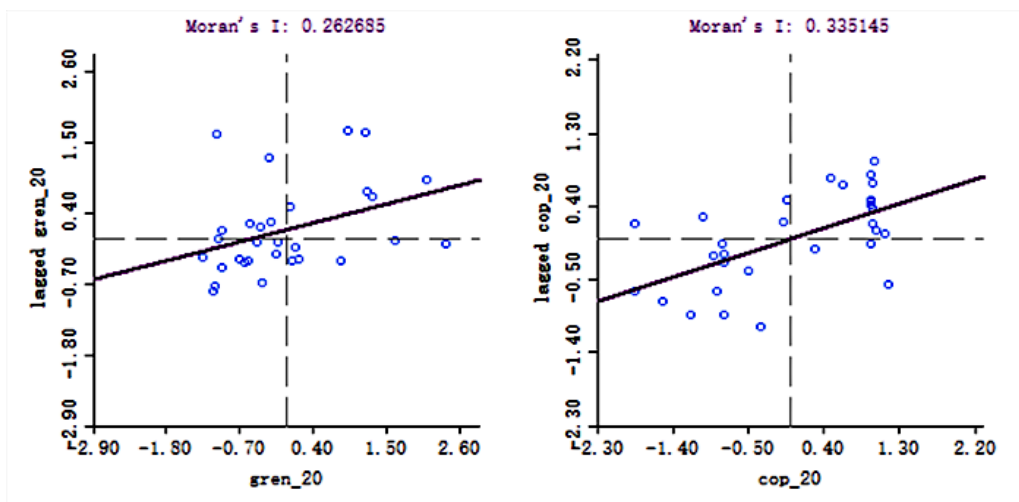


图 9 2020 年绿色金融与碳排放绩效的 Moran's I 散点图

(2) 空间计量模型估计形式检验。在对空间模型进行估计前, 首先, 对其进行 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验和时空双固定效应检验, 以确定空间模型的具体估计形式进行。检验结果如表 14 所示, LM 检验结果显示, 应采用空间效应模型进行回归估计; Hausman 检验结果显示, 应选择固定效应模型进行估计; LR 检验结果显示, 应采用空间杜宾模型 (SDM) 进行估计; 时空双固定效应检验结果显示, SDM 模型中应包括空间固定效应和时间固定效应。综上, 本文采用包含时空双重固定效应的空间杜宾模型 (SDM) 进行回归估计。

表 14 模型选择检验

	LM (lag)	LM (error)	Robust LM (lag)	Robust LM (error)
拉格朗日乘数 (LM) 检验	119.182*** [0.000]	70.250*** [0.000]	49.043*** [0.000]	0.111 [0.739]
Hausman 检验	Test of H ₀ : Difference in coefficients not systematic 100.83*** [0.0000]			
似然比 (LR) 检验	H ₀ : SAR model 68.83*** [0.0000]		H ₀ : SEM model 64.02*** [0.0000]	
时空双固定效应检验	H ₀ : 地区固定效应 71.73*** [0.0000]		H ₀ : 时间固定效应 520.59*** [0.0000]	

注: ***, **, 和*分别表示在 1%, 5%, 和 10% 的水平上显著, []中的数值表示 P 检验值。

资料来源: 笔者根据 STATA17.0 软件回归结果整理所得。

Is green finance really a blessing for carbon emission performance in the local region and neighboring regions?

ZHANG Wei ^{a,b}, LIU Xuemeng ^{a,b}, BIAN Baocheng ^c

(a: School of Economics and Management, China University of Geosciences;

b: Research Institute for Green Finance and Resource and Environmental Innovation of CUG, China University of Geosciences;

c: School of Economics, Ocean University of China)

Summary: Enhancing carbon emission performance is an essential requirement for achieving carbon neutrality. Green finance, being an important grasp on shaping low-carbon transition development, deserves special attention on enhancing carbon emission performance and additionally propelling the achievement of carbon neutrality. Based on the development practices in green neutrality with Chinese characteristics, a comprehensive index system including two dimensions, namely policy driving effect and market driving effect, is first constructed to calculate the green finance development index for China's provinces, where the indicators' weights are determined by applying objective and subjective synthetic approaches. And their carbon emission performance is evaluated by adopting EBM model with unexpected output. On this basis, this study investigates the spatial spillover effect of green finance on carbon emission performance and its mechanisms by using Spatial Durbin model and Difference-in-Difference model. It is found that green finance could not only improve local carbon emission performance but also the neighbors' carbon emission performance. And the effect of green finance on carbon emission performance shows heterogeneities in different dimensions and regions. Moreover, mitigating financial constraints, promoting green innovation and increasing environment-related R&D are the main impetuses behind the improvement of carbon emission performance induced by green finance, and these impetuses' contribution is asymmetric in local and neighbors. Finally, it remains robust after giving an exogenous shock of green finance reform and innovation pilot zone policy to the finding that green finance has a positive effect on carbon emission performance with spatial spillover effect. The study could make a reference for the development and enhancement of the green finance system, and offer policy implications for promoting low-carbon transition and achieving carbon neutrality.

Keywords: Carbon emission performance • green finance • construction of indicator system • spatial spillover effects

JEL Classification: F205