

金融发展与碳排放强度:基于适度水平视角的检验

窦伟 李婷婷 张文卿*

摘要:现有文献关注金融发展对碳排放的静态影响,却未基于金融发展适度水平视角对二者关系进行动态刻画。本文以2003—2019年全球175个国家的国别数据为样本,构建空间杜宾模型研究金融发展对碳排放强度的影响,以检验最有利于碳减排的金融发展“适度水平”的客观存在性。研究发现:首先,金融发展对碳排放强度呈先抑制后促进的非线性影响,即存在最有利于碳减排的金融发展适度水平。其次,金融发展对碳排放强度的影响存在明显的空间溢出效应,金融适度发展能有效推动经济关联地区的碳减排进程。再次,不同经济发展阶段国家的金融发展适度水平存在差异,金融发展与碳排放强度在低收入国家呈正向关系、在中低收入国家呈负向关系、在中高等收入国家和高收入国家呈先抑制后促进的非线性关系。最后利用面板门槛模型进一步分析发现,一国的金融发展适度水平受到金融发展阈值效应和经济发展阈值效应的共同影响,各国应在统筹金融发展与经济发展的基础上推动碳排放强度稳步降低。本文从金融发展适度水平视角为世界各国加速实现碳减排目标提供了经验证据和政策启示。

关键词:金融发展;适度水平;碳排放强度;空间溢出效应;阈值效应

一、引言

自工业革命以来,大量化石燃料燃烧造成的温室气体过量排放已经严重影响了全球环境与气候,成为生态平衡、粮食安全、资源能源供给和人类经济社会可持续发展的重大威胁。基于此,摆脱既有增长路径下的资源约束,探索一条兼顾经济增长和环境保护的绿色低碳发展道路,已经成为绝大多数国家的共识。2016年签署的《巴黎协定》强调全球温室气体排放量在本世纪下半叶之前达到峰值,并要求缔约方定期公布温室气体排放数据和减排进展,标志着碳排放全球治理时代的开启。2023年《联合国气候变化框架公约》第28次会议(COP28)的展

*窦伟,北京师范大学经济与资源管理研究院,邮政编码:100875,电子信箱:202231410005@mail.bnu.edu.cn;李婷婷,北京师范大学经济与资源管理研究院,邮政编码:100875,电子信箱:ltt0859@163.com;张文卿(通讯作者),重庆大学经济与工商管理学院,邮政编码:400030,电子信箱:spuky9137@sina.com。

本文系国家自然科学基金西部项目“新时代我国金融高水平开放背景下国际金融市场极端风险溢出、传染与应对研究”(22XJY007)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

望报告强调加强国际合作以促进清洁能源发展、绿色技术转移和经济低碳转型,如何有效推动碳减排并实现碳中和目标再次成为备受关注的国际热点议题。

金融作为现代经济的核心,其规模扩张与效率提升是实现碳中和目标的重要保障和强劲动力。金融发展意味着更多资金有机会被配置到绿色生产和环境保护领域,在支持绿色产业发展的同时助推传统产业实现低碳转型(严成樑等,2016),加速产业结构和经济结构向绿色低碳方向转变,从而降低碳排放强度(何德旭、程贵,2022)。世界银行研究报告指出,为适应将升温控制在2摄氏度以内的低碳措施,到2050年发展中国家每年需花费700~1000亿美元(刘倩等,2016),而这笔资金的筹集、投放、分配与使用各环节无不依赖其本国金融体系的高效赋能(Bhatnagar & Sharma, 2022)。事实上,面对经济低碳转型的迫切需要,世界各国已在积极引导金融机构创新产品和服务模式、推出更加丰富的金融品种,以期向绿色低碳项目提供长期、低成本资金,为本国碳减排目标的实现提供有益助力。

然而,相比于实务界对金融发展碳减排效应的广泛肯定,学术界对金融发展与碳排放关系的观点则存在明显分歧。部分研究认为,金融发展通过扩大金融服务覆盖程度和提升金融市场信息完备程度,促进了企业融资效率(Ghisetti et al., 2017)、行业间资金配置效率(易信、刘凤良, 2015)和区域绿色投资效率(Irfan et al., 2022)的同步提升,有利于更多优质资金被配置到绿色发展和低碳转型方向,从而在微观和中宏观层面表现出碳减排效应(王凤荣、王康仕, 2018)。而另一部分研究发现,金融发展并没有加速金融资源向低碳转型方向倾斜,而是在更大程度上引发了企业“漂绿”行为、政策套利行为、低质量投资现象和依赖于非清洁能源的传统经济规模扩张现象(Flammer, 2021; Lin & Pan, 2023; Wu et al., 2022),从而增加了整个经济的碳排放强度(王玉林、周亚虹, 2023)。

本文认为,未考虑金融发展的适度性特征是导致现有研究结论分歧的重要原因。金融适度发展指金融资源的开发和利用与实体经济规模相适应(刘乃郗、徐鹤鸣, 2021),适度性则指金融发展与实体经济发展的匹配程度。由于实体部门是能源消耗和碳排放的主要来源,理论上发展与实体经济规模相匹配的金融产业形态能够为实体部门低碳化转型提供最适宜的资金规模、融资成本和交易工具(Greenwood & Smith, 1997),从而最大程度上推动实现碳减排目标。但考察全球金融发展实践发现,当前多数国家的金融发展并未处于“适度水平”:一方面,美国、英国等众多西方发达国家的经济结构表现出金融化过度问题,金融产业占国民经济比重过高(Rodrik, 2016),过剩的资金供给和过高的融资杠杆降低了绿色低碳投资效率,不利于节能降碳目标的实现;另一方面,部分发展中国家则存在金融化不足问题,金融资产匮乏、机构形式单一、金融管制过多且效率低下(周启清、尹盼盼, 2023),导致无法有效降低低碳产业的融资成本,亦难以充分激发金融发展的碳减排效应。因此,金融发展对碳排放的影响效果可能并非“非正即负”的线性关系,而是取决于金融发展在多大程度上接近“适度水平”。检验

金融发展“适度水平”的客观存在性,对于厘清金融发展对碳排放的影响机制、弥合现有研究的分歧、指导未来碳减排工作的规划和部署具有重要意义。

有鉴于此,本文以2003—2019年全球175个国家的国别数据为样本,构建空间杜宾模型实证研究金融发展对碳排放强度的影响。通过刻画金融发展在不同国家经济水平和金融能力下对碳排放强度的动态影响路径,探索最有利于碳减排的金融发展“适度水平”的客观存在性及其碳减排效应。本文的贡献可能体现在三个方面:第一,现有研究大多基于线性关系假设探讨金融发展对碳排放的影响,引发了学术界关于金融发展碳减排效应的观点分歧。本文基于金融发展适度性理论,利用国别数据样本探讨金融发展对碳排放强度的非线性影响,有利于弥合现有研究的冲突和分歧,并且讨论了金融发展对碳排放强度的空间溢出效应,为二者关系提供了更为全面的探讨。第二,从能源消费规模、产业结构和技术进步三个角度推演金融发展影响碳排放强度的传导渠道,并检验了金融发展对碳排放强度的影响在不同经济发展水平的国家的差异性。第三,利用面板门槛模型进一步分析发现,一国的金融发展适度水平受到金融发展阈值效应和经济发展阈值效应的共同影响,各国应在统筹金融发展与经济发展的基础上推动碳排放强度稳步降低。这为各国的碳减排工作提供了更具实践价值的经验参考和政策指导。

二、文献综述

目前有关金融发展与碳排放关系的研究比较丰富,本文从以下两个角度对相关文献进行梳理、归纳和评述。

一是关于金融发展对碳排放的影响效果及其作用机理,相关研究结果存在较大分歧。部分研究认为金融发展有利于降低碳排放强度。从微观企业层面,金融发展能降低企业尤其具备清洁生产意愿企业的融资成本,激励企业加大高成本、长周期的绿色技术创新投入,进而实现绿色技术进步和企业生产方式的低碳化改造(Ghisetti et al., 2017; 陈国进等, 2021);同时金融发展通过优化资本市场的信息传递效率,抑制企业以环境污染为代价追求利润的短视行为,倒逼决策者加大绿色生产和环境保护领域投资以维持自身声誉和后续融资能力(王静, 2019)。从中观产业层面,金融发展降低了投融资过程中因信息不对称问题产生的事前筛选与事后监督成本,促进金融资本形成有利于产业结构清洁化转型的均衡配置格局(Soundarrajan & Vivek, 2016),从而实现污染物排放与碳排放强度的降低。从宏观区域层面,金融尤其绿色金融的发展一方面引导绿色发展资金、产能和政策条件形成空间集聚,在促进地区产业结构绿色化和能源结构清洁化的同时,保障了区域低碳产品和环保装备供给(Irfan et al., 2022);另一方面有利于构建绿色投资者网络,进而提高消费者、投资者的绿色环保与社会责任意识,从需求侧拉动低碳经济发展(王凤荣、王康仕, 2018)。但也有部分文献认为金融发展未表现出显著的碳减排效应,甚至提高了国家或地区的碳排放强度。首先,过快的金融产业

高度化会引发行业泡沫、低质量投资和政策套利行为,导致企业倾向于通过“漂绿”行为获得低成本融资而不进行实质性低碳技术革新,从而形成绿色投资收益降低和碳减排效益降低的恶性循环(Flammer, 2021)。其次,金融发展在改善低碳行业筹资环境的同时也为高耗能、高污染部门提供了融资便利,倘若消除金融压制在更大程度上优化了高碳产业的投融资环境,则会阻碍经济社会的绿色低碳转型进程(金环等, 2022; Lin & Pan, 2023)。再次,金融发展势必引发实体部门规模扩张和消费需求的增长,这通常会引发能源消耗的增加,从而增加碳排放强度(Wu et al., 2022)。

二是关于金融发展对碳排放影响的考察范围,相关研究大多以单一国家或地区为样本,理论阐释或实证检验二者在特定国家或区域内的因果关系。理论研究方面, Leal 和 Marques (2022)使用文献分析法对环境库兹涅茨理论进行归纳和演绎,认为金融尤其绿色金融的发展能够改变一国环境库兹涅茨曲线的走势,因此各国应基于本国国情选择促进经济发展与环境保护相协调的金融发展道路;严成樑等(2016)通过构建一个包含金融发展、创新和二氧化碳排放的内生增长模型,发现金融发展可以加快企业技术转化,从而提高企业产品质量并影响二氧化碳强度;王凤荣和王康仕(2018)认为中国绿色金融遵循“自上而下”的发展路径,本质上是由政府为推进经济绿色转型而主导的强制性制度变迁,在此背景下碳金融产品在相当程度上变成了对冲基金等金融机构用以投机的工具,从而难以发挥绿色支持作用。实证研究方面,江红莉等(2020)构建动态面板数据模型,实证研究中国23个省(市)绿色金融发展的碳减排效应,发现绿色信贷和绿色风投两种金融工具均能抑制碳排放;Kanas等(2023)通过构建网络VAR模型和方差分解模型,探讨碳排放与美国金融系统性风险之间的关系,发现银行资产为代表的金融业资产规模与二氧化碳排放负相关;Damodaran和van den Heuvel(2023)评估了印度金融证券与绿色债券对低碳价值链的激励效果,发现从印度发行的绿色债券的市场竞争力不足,有必要通过进一步的金融发展克服“资产-负债”规模不匹配所导致的碳排放问题。此外,目前有少部分研究将考察范围由“本地”扩展到“邻地”,重点探讨了金融发展对碳排放影响的空间溢出效应。李治国等(2021)发现金融集聚对周边地区的碳排放空间溢出效应呈现典型的“倒N”型影响,金融集聚对邻近地区存在“抑制—促增—抑制”的三阶段碳排放特征。Zhang和Liu(2022)发现碳排放效率具有显著的空间相关性,数字金融和绿色技术创新同步促进了当地和邻近城市的碳排放效率。

综上所述,现有研究针对金融发展的碳排放效应做了比较充分的探讨,但仍存在一些不足:第一,缺乏关于金融发展与碳排放非线性关系的讨论,未重视金融发展的适度性特征可能是导致相关研究结论分歧的重要原因。第二,多数研究基于特定国家样本对二者关系进行经验考察,其结果只能提供金融发展在既定国家经济水平和金融能力,即既定适度性背景下的碳减排效应证据,无法检验金融发展“适度水平”的客观存在性及其碳减排效应。第三,目前

有关金融发展对碳排放的空间溢出效应的研究还很匮乏。基于此,本文以国别数据为样本构建空间杜宾模型,实证研究金融发展对碳排放强度的影响,以检验最有利于碳减排的金融发展“适度水平”的客观存在性,是对现有研究的拓展与补充。

三、理论分析与假说提出

与金融适度发展相对应的概念是金融化不足和金融化过度。关于金融化不足,“金融抑制论”认为滞后的金融发展会抑制区域或产业的绿色转型潜力(王勋、Anders,2013)。从技术进步角度,由于绿色技术和清洁能源投资具有前期投入大、盈利周期长、信息不对称等特点,投资机构为规避风险会对绿色技术投资慎之又慎,致使企业无法获得资金研发新技术和使用清洁能源,导致碳排放居高不下(李青原、肖泽华,2020);从产业结构变迁角度,金融机构开发基础碳金融工具的成本大于其收益,这使得金融机构和交易者对碳金融项目采取消极态度,社会资金难以被有效配置到环境友好和低碳产业方向(Nwani,2022);从经济规模增长角度,发展初期的金融市场存在资产单调、机构单一和效率低下问题,这通常会拓宽非绿色企业的筹资渠道,为其扩大再生产提供了较为便利的资金来源,从而引发能源消耗和碳排放强度的提高(Sadorsky,2010)。关于金融化过度,相关理论与经验证据表明金融的过度发展可能直接阻碍经济绿色转型和碳减排进程(Arcand,2015)。从技术进步角度,当过量资本被引导进入特定行业,投机和政策套利行为的收益将超过技术创新行为的收益,这将抑制行业内企业发展绿色技术并改良传统技术,从而对碳减排产生负向影响(Chen et al.,2023);从产业结构变迁角度,金融行业收益的过快增长会降低金融系统的整体效率,导致资源错配并挤占实体经济的发展空间,从而加剧产业空心化和产业结构失衡,抑制绿色与低碳行业的进一步发展(杨文溥,2019);从经济规模增长角度,金融等虚拟经济的过度膨胀会引发经济整体脱实向虚,资金在金融领域空转不利于绿色实体经济投融资和规模增长,但却刺激了经济社会整体对能源的需求和消费,总体上阻碍经济低碳转型(彭俞超等,2018)。

因此基于适度性视角,本文认为金融发展对碳排放强度存在非线性的动态影响。在一国的金融化达到适度水平之前,金融发展有利于缓解金融资产单调、机构形式单一、金融管制过多且效率低下等问题,在交易规模持续扩大和金融产业有序高度化过程中助推经济实现绿色低碳转型,有利于碳排放强度的降低;而在金融化进程越过其适度水平之后,伴随着金融业在不断提高杠杆的过程中自我膨胀,金融系统效率下降、投机资本扩张、社会信用泛滥、债务扩张等经济高质量发展的负面影响因素开始浮现,导致碳排放强度不降反升。综上分析,本文提出如下假说。

假说1:金融发展对碳排放强度存在先抑制后促进的非线性影响,即存在最有利于碳减排的金融发展适度水平。

在考虑金融发展适度性的基础上,探讨金融发展对碳排放强度的影响是否具有空间溢出效应是一个值得关注的问题(孙博文,2020)。在全球经济关联日益紧密的今天,金融发展对大气污染的影响可能并不局限于本国。由于经贸活动和大气污染都存在空间相关性,国际间资本流动和空气污染物的空间扩散都使得金融发展不仅影响本地区碳排放强度,也势必向其他国家溢出(余娟娟、龚同,2020)。随着全球变暖问题受到广泛地关注,“碳污染”的邻地溢出效应逐渐成为学界共识。相比之下,本国的经济行为能否随着国际间的资本流动影响其经济关联国家的碳排放强度,则成为更迫切需要回答的问题。金融发展水平是决定国家经济外向性和国际资本流动水平的关键因素(Amidi & Majidi,2020),本地金融适度发展也理应能促进“经济邻近”地区的技术进步、产业升级和经济转型,从而助力“经济邻近”地区实现碳减排。但事实上,目前少有文献从空间关联角度详细探讨金融发展的环境效应,尤其是基于金融发展适度性视角的碳排放空间溢出效应研究。基于此,本文提出如下假说。

假说2:金融发展对碳排放强度的影响存在空间溢出效应,金融适度发展能有效推动经济关联地区的碳减排进程。

金融发展适度与否取决于国家金融发展水平与经济发展水平的匹配程度。由于当前世界各国的经济发展水平存在较大差异,金融发展对碳排放强度的影响也存在国别异质性。Trinh等(2022)通过考察全球180个国家金融发展与能源消费的关系,发现低收入和中等收入国家的金融发展难以对其能源消费结构产生显著影响,而高收入国家的金融发展则有效推动了清洁能源的消费和使用。这从经验上证实了金融发展的能源或环境效应存在经济发展水平异质性。Nasreen和Anwar(2015)基于1980—2010年59个国家的样本考察,发现金融发展对区域大气质量的改善作用受到经济发展水平的制约,在假设经济发展水平不变的前提下金融发展对区域大气质量呈先促进、后抑制的倒“U”型关系;Tamazian和Rao(2010)通过研究金砖四国金融发展、经济水平和环境质量之间的关系,发现相关国家难以单纯依靠金融发展或经济发展实现环境质量的改善,只有在金融和经济都达到较高水平时,环境退化程度才会有所降低。这进一步说明在环境保护或碳减排方面,不同经济发展阶段国家的金融发展适度水平理应存在差异。综上分析,本文提出如下假说。

假说3:金融发展对碳排放强度的影响存在经济发展水平异质性,不同经济发展阶段国家的金融发展适度水平存在差异。

四、研究设计

(一)变量说明

1. 被解释变量

参照孙欣和张可蒙(2014)处理方法,用每单位GDP的二氧化碳排放量衡量碳排放强度

(*CI*)。碳排放强度作为一种相对指标,能够反映经济结构与经济质量,避免掩盖发达国家和地区碳排放超高的现实。另外由于二氧化碳具有很强的流动性,其排放量不能直接计算得到。本文根据国际能源署(IEA)等权威机构的计算方式,用煤炭、汽油、煤油、原油、柴油、燃料油、天然气、电力以及焦炭等能源消耗种类总量乘以二氧化碳乘数因子44/12估算得到碳排放强度,故无须考虑相邻经济体大气中二氧化碳含量互相影响的问题。

2. 核心解释变量

本文选取私营部门信贷水平作为金融发展水平(*FD*)的代理变量。私营部门信贷主要是由居民和非盈利性机构信贷、非金融类企业信贷组成,通常认为私营部门信贷水平顺经济周期特征明显,而公共部门信贷水平是逆经济周期。诸多研究也选取私营部门信贷水平作为衡量金融发展是否符合经济周期的重要指标。Drehmann等(2011)认为私营部门的信贷是其负债,适度的负债对实体经济有利,而过度的负债只会降低实体经济抵御风险的能力,因此私营部门信贷水平被认为是预测金融危机最有效的单一指标。

3. 控制变量

参照严成樑等(2016)的做法,本文还添加了如下控制变量以减轻遗漏变量可能带来的内生性偏误:(1)产业结构(*IND*)。工业部门是碳排放的“第一大户”,工业部门占比越高,碳排放水平也越高。因此,本文利用工业增加值与地区生产总值增加值的比值来衡量产业结构。(2)城镇化水平(*URBAN*)。城镇化会引致大量的能源消费需求,从而可能引起相应的碳排放增加。因此,本文用城镇人口占总人口的比重衡量城镇化水平。(3)创新能力(*STIN*)。创新能力不仅促进技术进步,还能够提高生产率,因此,创新能力可以影响不同地区的碳强度。本文以发表科技期刊(科学和工程类)文章数量的对数值表示。(4)经济开放度(*TRADE*)。经济开放有利于吸引具备更高节能减排技术的外资企业开展更加绿色的生产活动,从而有利于碳减排。本文经济开放度采用的指标是地区商品进出口总额占GDP的比重。

(二)数据来源

本文的数据来源于世界银行数据库(World Bank Open Data)、全球治理指标数据库(WGI)、全球碳预算数据库(GCB)以及国际能源署(IEA)。这些数据库统计资料齐全,专题指标涵盖环境、气候变化、经济与增长、科学技术、能源与矿产、社会保护与劳动力、城市发展、基础设施、公共部门、贸易等方面,能够满足本文的实证需求。为保证指标数据的可得性与统计口径的一致性,本文选取了样本期跨度为2003—2019年的全球175个国家的面板数据进行分析。

关于收入水平的划分,本文依据2008年世界银行收入水平划分标准对样本分组。本文所选取的样本中包含高收入国家51个,中高等收入国家52个,中低收入国家41个和低收入国家31个,遍布亚洲、欧洲、美洲、非洲、大洋洲,具有良好的样本代表性。需要说明的是,部分经济体的个别年度数据存在缺失值,均使用移动平均法补齐。相关变量的描述性统计见

表1。

变量	含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
CI	碳排放强度	2975	0.542	0.610	0.052	12.029
FD	金融发展水平	2975	0.511	0.435	-0.519	3.046
IND	产业结构	2975	0.272	0.128	0.002	0.878
STIN	创新能力	2975	1.111	4.362	0.000	61.046
URBAN	城镇化水平	2975	0.562	0.227	0.089	1.000
TRADE	经济开放度	2975	0.264	0.296	-0.147	2.924

(三) 实证模型设计

本文通过构建空间计量模型,实证分析金融发展对碳排放强度的影响。一国的金融发展不仅会对本国的碳排放水平产生影响,还会通过资本流动影响资本流入国的碳排放量,并且这种影响是相互且不对等的。实践证明,随着全球经济一体化的构建以及全球价值链的快速启动,全球污染最严重的地区有从经济发达国家向发展中国家转移的趋势。基于此,在进行实证检验时应充分考虑空间计量模型。现阶段常用的空间计量模型有空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。考虑到空间滞后效应和空间误差效应可能同时存在,本文选择了更为一般的空间杜宾模型,具体形式如下:

$$CI_{it} = \rho W \times CI_{it} + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 FD_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \theta_1 W \times FD_{it} + \theta_2 W \times FD_{it}^2 + \theta_3 W \times X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中, i 和 t 分别表示国家和时间, CI 表示碳排放强度。 ρ 表示空间滞后因子的相关系数,若小于0表示负向空间相关;大于0则表示正向空间相关。 W 表示空间权重矩阵。 FD 表示金融发展水平。由于本文重点考察金融发展对碳排放强度非线性的影响,因此我们在方程组还加入了金融发展水平的二次项 FD^2 。 X 表示控制变量, μ_i 和 v_t 表示个体和时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

空间权重矩阵 $W(1)$ 的设置以各地区之间人均GDP的差值来反映其经济密切程度。具体设置方法如式(2)所示:

$$W(1): \omega_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}, & (i \neq j) \\ 0, & (i = j) \end{cases} \quad (2)$$

其中, \bar{Y} 为2003—2019年各地区的人均GDP值。由于无法忽视距离对金融发展的碳排放效应的影响,本文又设置了经济-地理距离权重矩阵 $W(2)$ 和反距离平方权重矩阵 $W(3)$,如式(3)和(4)所示:

$$W(2): \omega_{ij} = \begin{cases} \frac{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}{d_{ij}^2}, & (i \neq j) \\ 0, & (i = j) \end{cases} \quad (3)$$

$$W(3): \omega_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2}, & (i \neq j) \\ 0, & (i = j) \end{cases} \quad (4)$$

其中, d_{ij}^2 代表 ij 两地的距离的平方。将经济距离权重矩阵 $W(1)$ 和经济-地理距离权重矩阵 $W(2)$ 、反距离平方权重矩阵 $W(3)$ 结合使用,其目的在于尽量准确地刻画空间效应的综合性和复杂性,可用于实证结果的稳健性检验。

五、实证分析

(一)空间相关性分析与空间模型合理性检验

利用空间计量模型进行回归分析的前提是变量之间具有空间相关性,因此本文首先采用全局莫兰指数(Moran's I)进行空间自相关检验。表2报告了2003—2019年金融发展水平和碳排放强度的空间自相关检验结果。由表2可知,碳排放强度和金融发展水平的全局莫兰指数均介于0~1之间,且都通过了显著性检验,表明采用空间计量方法拟合金融发展对碳排放强度的影响较为合理。

表2 碳排放强度和金融发展水平全局 Moran's I 指数

年份	碳排放强度(CI)			金融发展(FD)		
	Moran's I	Z	Moran's I	Z	Moran's I	Z
2003	0.491	7.040	0.000	0.462	5.977	0.000
2004	0.464	6.797	0.000	0.511	6.599	0.000
2005	0.480	6.934	0.000	0.524	6.786	0.000
2006	0.451	6.631	0.000	0.530	6.925	0.000
2007	0.454	6.459	0.000	0.549	7.106	0.000
2008	0.423	5.959	0.000	0.560	7.233	0.000
2009	0.545	7.272	0.000	0.557	7.198	0.000
2010	0.517	6.808	0.000	0.507	6.558	0.000
2011	0.486	6.370	0.000	0.483	6.253	0.000
2012	0.489	6.366	0.000	0.467	6.058	0.000
2013	0.422	5.499	0.000	0.460	5.975	0.000
2014	0.436	5.698	0.000	0.444	5.769	0.000
2015	0.479	6.247	0.000	0.437	5.672	0.000
2016	0.482	6.303	0.000	0.458	5.932	0.000
2017	0.520	6.762	0.000	0.474	6.124	0.000
2018	0.548	7.173	0.000	0.496	6.402	0.000
2019	0.537	7.055	0.000	0.499	6.447	0.000

参照韩峰和谢锐(2017)的研究,采用“具体到一般”和“一般到具体”相结合的方法对空间计量模型的合理性进行检验。表3展示了模型LM检验、LR检验、Wald检验以及时间-地区效应检验的结果。由结果可知,LM检验统计量均显著,表明选择空间计量模型的合理性;LR检验统计量均在1%水平上显著,强烈拒绝原假设,表明SDM模型不能退化为SAR模型或SEM模型;Wald检验统计量同样在1%水平上显著,表明与SEM和SAR模型相比,选择SDM模型更优;LR时间-地区效应检验均在1%水平上拒绝原假设,表明选择SDM模型时,采用时间-地区双固定效应模型更有效。基于此,文章选择时间-地区双固定效应的空间杜宾模型进行分析更有效。

表3 空间计量模型的合理性检验

空间面板模型检验		系数值	P值
LM 检验	Moran's I	24.972***	0.000
	LM-lag	656.532***	0.000
	Robust-LM-lag	43.141***	0.000
	LM-error	620.440***	0.000
	Robust-LM-error	7.050***	0.008
LR 检验	LR-SDM/SEM	90.69***	0.000
	LR-SDM/SAR	71.12***	0.000
Wald 检验	Wald-SDM/SEM	120.57***	0.000
	Wald-SDM/SAR	94.78***	0.000
时间-地区固定效应检验	LR-both/ind	241.12***	0.000
	LR-both/time	2939.16***	0.000

注: *、**和***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二)基于全样本的回归分析

首先,利用全样本数据分析金融发展对碳排放强度的整体影响。本文分别用普通面板回归模型(CPR)和空间杜宾模型(SDM)对样本进行参数估计,表4第(1)(3)列报告了固定效应(FE)的回归结果,第(2)(4)列报告了随机效应的回归结果。可以看出,两种模型的Hausman统计量均在1%的显著性水平上显著,表明固定效应更为合意。普通面板估计由于没有考虑碳排放的空间相关性可能会高估金融发展对碳排放强度作用效果(李欣等,2017)。因此,应重点关注表4列(3),即固定效应下的空间杜宾模型回归结果。

表4列(3)显示,金融发展的一次项系数在1%的水平上显著为负,二次项系数在1%的水平上显著为正,表明金融发展对碳排放强度存在先抑制后促进的“U”型影响,即存在最有利于碳减排的金融发展水平:在一国的金融化达到适度水平之前,金融发展的碳减排效应未达到最优状态;而在金融化进程越过其适度水平之后,金融发展将导致碳排放强度不降反升。为

表 4 全样本回归结果

解释变量	CPR		SDM	
	FE	RE	FE	RE
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>rho</i>			0.753*** (0.050)	0.796*** (0.039)
<i>FD</i>	-0.553** (0.253)	-0.581** (0.251)	-0.212*** (0.101)	-0.169** (0.097)
<i>FD</i> ²	0.196** (0.094)	0.213** (0.098)	0.037*** (0.041)	0.039** (0.041)
<i>IND</i>	-0.094 (0.320)	0.418* (0.252)	0.083 (0.153)	0.221 (0.145)
<i>STIN</i>	-0.034*** (0.005)	-0.026*** (0.006)	-0.022*** (0.005)	-0.014*** (0.005)
<i>URBAN</i>	-3.085*** (0.684)	-0.327* (0.171)	-0.005 (0.413)	-0.274 (0.195)
<i>TRADE</i>	0.110 (0.142)	0.044 (0.110)	0.394*** (0.063)	0.259*** (0.060)
<i>W</i> × <i>FD</i>			-4.179*** (0.815)	-2.400*** (0.618)
<i>W</i> × <i>FD</i> ²			2.711*** (0.467)	1.397*** (0.395)
<i>W</i> × <i>IND</i>			-1.594 (1.497)	-1.450** (0.693)
<i>W</i> × <i>STIN</i>			-0.466*** (0.071)	-0.248*** (0.055)
<i>W</i> × <i>URBAN</i>			9.669*** (2.304)	3.758*** (0.848)
<i>W</i> × <i>TRADE</i>			-0.291 (0.463)	-0.322 (0.355)
常数项	2.505*** (0.428)	0.830*** (0.143)		-0.728 (0.448)
控制时间	是	否	是	否
控制地区	是	否	是	否
样本量	2975	2975	2975	2975
R ²	0.076		0.002	0.022
Hausman (p)	157.25*** (0.000)		51.43*** (0.000)	

注: *、**和***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为聚类稳健标准误。下表同。

直观展示回归结果,本文根据样本数据的实际分布情况绘制了金融发展与碳排放强度的“U”型关系曲线图。图1显示,金融发展水平与碳排放强度之间存在明显的“U”型关系,虚线对应的是U型曲线的最低点。当金融发展水平取值为1.492时,平均而言碳排放强度将达到最小值。换言之,在适度水平下金融发展的碳减排效应最强,假说1得到验证。

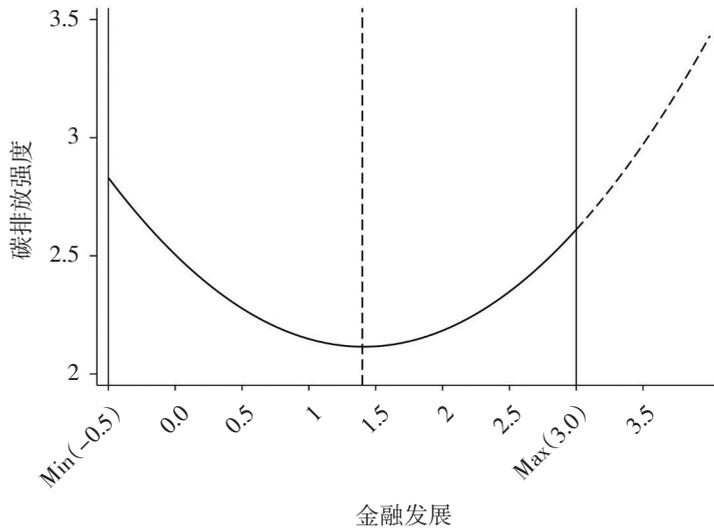


图1 金融发展与碳排放强度的关系

同时,表4列(3)显示空间自回归数 ρ 显著为正,且通过了1%的显著性概率检验,表明一国的碳排放强度与其经济关联国的碳排放强度存在显著的正向关系,经济距离相临近的国家在碳排放强度方面表现出“一荣俱荣,一损俱损”的空间相关性特征。金融发展水平的空间滞后项($W \times FD$)显著为负,金融发展水平平方项的空间滞后项($W \times FD^2$)显著为正。这说明一国的金融化程度过低和过高均不利于其经济关联国碳排放强度降到最低水平,即金融发展在达到适度水平之前,经济关联国的碳排放强度随本国金融发展水平的提高而降低;而在金融化进程越过其适度水平之后,金融发展将导致其经济关联国碳排放强度上升。换言之,本地区金融适度发展能有效推动经济关联地区的碳减排进程,假说2得到验证。

进一步,参考 LeSage 和 Pace(2011)的研究,利用求偏微分的方法区解释变量对被解释变量影响的不同来源。其中,直接效应为本国金融发展对本国碳排放强度的影响;间接效应为本国金融发展对其他国家碳排放强度的影响,具体结果如表5所示。表5显示,三种效应都呈现“U”型的特征,这使得假说1和假说2得到进一步验证。而观察相应的回归系数可知,金融发展对其他国家碳排放强度的间接效应要大于其对本国碳排放强度的直接效应。这说明金融适度发展不仅有利于本国低碳化转型,更能带动关联国家实现碳减排(邵帅等,2016)。

表 5 空间溢出效应的分解结果

解释变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>FD</i>	-0.095*** (0.100)	-16.284*** (4.269)	-16.379*** (4.282)
<i>FD</i> ²	0.038*** (0.042)	10.755*** (2.595)	10.793*** (2.608)
<i>IND</i>	0.045 (0.168)	-6.706 (6.014)	-6.661 (6.046)
<i>STIN</i>	-0.035*** (0.007)	-1.946*** (0.435)	-1.981*** (0.438)
<i>URBAN</i>	0.206 (0.467)	40.906*** (13.860)	41.112*** (13.841)
<i>TRADE</i>	0.397*** (0.064)	0.058 (2.077)	0.455 (2.099)

此外,本文尝试更进一步探讨金融发展对碳排放强度影响的内在机制。既有文献证实金融发展会通过规模效应、结构效应、技术效应对环境质量产生影响(任力、朱东波,2017),本文采用逐步回归法检验金融发展能否通过上述三种效应对碳排放强度产生影响(*M*代表中介变量)。其中,规模效应指金融发展通过引发能源消费规模扩大从而增加碳排放的现象;结构效应指金融发展通过提升第三产业在经济中的比重从而降低碳排放的现象;技术效应指金融发展通过诱发技术进步从而影响碳排放的现象。参照任力和朱东波(2017)的做法,用化石能源消费占GDP的比重代表能源消费规模、用第三产业占GDP的比重代表产业结构、用科技文章数量的对数代表技术进步,分别作为金融发展影响碳强度的中介变量。

表6报告了机制检验的结果。列(1)显示,以能源消费规模为因变量时,金融发展水平的一次项为正、二次项为负且都显著,说明金融发展对能源消费规模产生倒“U”型影响;列(2)显示,以碳排放强度为因变量时,能源消费规模的系数显著为正,这说明金融发展通过解决企业面临的资金约束问题,扩大了全社会的生产和能源消费规模,从而导致更多污染排放(Sadorsky,2010)。列(3)显示,以产业结构为因变量时,金融发展水平的一次项显著为负,二次项显著为正,说明金融发展能够与第三产业占GDP的比重存在“U”型关系;列(4)显示,以碳排放强度为因变量时,产业结构的系数显著为负,说明金融发展能通过提高第三产业比重,即通过结构效应减少碳排放强度。列(5)显示,以技术进步为因变量时,金融发展水平的一次项为负、二次项为正且都在1%的水平上显著,说明金融发展对技术进步产生“U”型影响;列(6)显示,以碳排放强度为因变量时,技术进步的系数显著为负,说明金融发展能通过技术效应影响碳排放强度。这可能是由于技术进步可以促进能源利用效率的提高从而减少生产过程中的碳排放。综上,由中介机制检验结果可知,不同中介机制之间相互作用是导致金融发展与碳排放强度之间非线性关系的核心原因。

表6 机制检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	能源消费规模		产业结构		技术进步	
	<i>M</i>	<i>CI</i>	<i>M</i>	<i>CI</i>	<i>M</i>	<i>CI</i>
<i>FD</i>	0.071*** (0.062)	-0.259*** (0.090)	-0.774*** (1.174)	-0.236** (0.101)	-1.467*** (0.340)	-0.212*** (0.101)
<i>FD</i> ²	-0.047* (0.025)	0.070* (0.037)	0.188*** (0.481)	0.043 (0.041)	0.829*** (0.138)	0.037*** (0.041)
<i>M</i>		0.724*** (0.028)		-0.004** (0.016)		-0.022*** (0.005)
<i>W</i> × <i>FD</i>	1.435*** (0.494)	-3.053*** (0.723)	-2.096** (0.945)	-4.148*** (0.827)	9.433*** (2.711)	-4.179*** (0.815)
<i>W</i> × <i>FD</i> ²	-0.709** (0.286)	2.162*** (0.419)	0.596 (0.544)	2.700*** (0.469)	-2.047 (1.572)	2.711*** (0.467)
<i>W</i> × <i>M</i>		0.698*** (0.165)		0.016 (0.016)		-0.466*** (0.071)
<i>rho</i>	0.825*** (0.038)	0.748*** (0.051)	0.043*** (0.109)	0.756*** (0.050)	0.050*** (0.117)	0.753*** (0.050)
控制变量	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是	是	是
样本量	2975	2975	2975	2975	2975	2975
R ²	0.226	0.040	0.272	0.004	0.036	0.002

(三)基于分组样本的回归分析

为检验假说3,本文进一步对分组样本进行回归分析。世界银行按图表集法计算各经济体人均国民总收入,对世界各经济体经济发展水平进行分组。按世界银行2008年公布的数据,人均国民总收入低于975美元为低收入国家,976至3855美元之间为中低等收入国家,3856至11905美元之间为中高等收入国家,高于11906美元为高收入国家。分别对每一类型国家样本进行回归,以探讨金融发展对不同经济体碳排放强度影响的经济发展水平异质性,结果如表7所示。

表7显示,在低收入国家层面,金融发展水平变量的一阶系数为正、二阶系数不显著,说明金融发展与碳排放强度呈正向关系。这可能是由于低收入国家的经济发展基础较差,维持经济可持续和高质量发展的要素在国内严重匮乏,政府通常将金融发展所带来的融资红利应用于重工业发展、大宗商品的生产和采购、基础设施建设等高碳投资领域,从而在总体上增加了碳排放强度(Bello & Abimbola, 2010)。在中低等收入国家层面,金融发展水平变量的一阶系数为负、二阶系数不显著,说明金融发展与碳排放强度呈负向关系。首先,在迈入中低等收入门槛后,国家大多拥有了自主的工业体系和初步的技术创新能力,金融发展的经济效应开

始从工业规模扩张转变为工业结构优化(Boutabba, 2014),金融发展下企业获取前沿技术的方式也从“以环境换技术”的接受外商投资转变为技术引进或自主研发,这有利于降低能源消耗和碳排放强度(钱水土、戴夏晶, 2023);其次,在国家迈入中低收入门槛后,社会开始关注资源消耗和环境污染问题,环境规制、舆论监督、绿色消费需求和绿色金融产品的兴起,迫使金融机构和企业将金融资源用于绿色发展和环境治理,这进一步强化了金融发展的碳减排效应(Nwani, 2022)。中高等收入国家和高收入国家层面,金融发展水平变量的一阶系数为负、二阶系数为正,说明金融发展与碳排放强度呈“U”型关系,这与全样本回归结果一致。

表 7 分组样本回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低收入国家	中低收入国家	中高等收入国家	高收入国家
<i>FD</i>	0.024** (0.623)	-0.365* (1.353)	-0.023* (0.662)	-0.103*** (0.106)
<i>FD</i> ²	0.436 (0.491)	0.560 (1.030)	0.021* (0.385)	0.013*** (0.028)
<i>IND</i>	-0.442 (0.560)	0.608 (0.756)	-0.530** (0.960)	-0.449** (0.227)
<i>STIN</i>	-0.559*** (0.100)	-0.023*** (0.017)	-0.005*** (0.060)	-0.023** (0.010)
<i>URBAN</i>	3.965** (1.604)	0.064 (2.427)	-0.259 (1.659)	-0.734 (0.876)
<i>TRADE</i>	0.074 (0.056)	2.470* (1.305)	0.763* (0.419)	-0.164** (0.064)
<i>W</i> × <i>FD</i>	-1.129** (0.574)	-6.223* (3.548)	-2.385*** (0.918)	0.027** (0.145)
<i>W</i> × <i>FD</i> ²	1.183** (0.485)	3.687* (2.005)	1.319** (0.623)	0.026 (0.049)
<i>W</i> × <i>IND</i>	0.117 (0.280)	1.895 (1.430)	0.477 (0.751)	0.553** (0.229)
<i>W</i> × <i>STIN</i>	0.498 (0.311)	-0.106*** (0.037)	0.068 (0.069)	0.006 (0.012)
<i>W</i> × <i>URBAN</i>	-4.808*** (1.815)	0.779 (2.431)	-1.868 (1.848)	0.281 (0.516)
<i>W</i> × <i>TRADE</i>	-0.166 (0.192)	-1.246 (0.904)	-0.494 (0.378)	-0.212 (0.139)
<i>rho</i>	0.220*** (0.036)	0.126** (0.056)	0.386*** (0.056)	0.491*** (0.053)
控制时间	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是
样本量	527	697	884	867
R ²	0.016	0.012	0.046	0.039

综上所述可知,不同经济发展阶段国家的金融发展适度水平存在差异。在经济发展水平不变的前提下,低收入国家金融发展只会单向地提高碳排放强度,应尽量避免金融产业的扩张;中低等收入国家金融发展可以持续性地降低碳排放强度,应大力支持金融产业的扩张与发展;对中高等收入国家和高收入国家而言,金融的过度发展将不利于碳排放治理,有必要将金融发展控制在适度水平。至此,假说3得到验证。

(四)稳健性检验

为进一步确保研究结论的合理性和稳健性,本文参照章志华和唐礼智(2019)的做法,通过变换空间权重矩阵对前述结果进行稳健性检验。在空间权重的选取上,依次采取经济-地理距离权重矩阵和反距离平方权重矩阵。具体检验结果见表8的第(1)列,可以看出,以上两种空间权重矩阵的金融减排效应依旧呈现“U”型的特征,与前文结果一致,说明本文实证结果稳健性较强。

表8 稳健性检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	经济-地理距离权重矩阵	反距离平方权重矩阵	内生性检验
<i>L.CI</i>			0.542*** (0.011)
<i>FD</i>	-0.107** (0.197)	-0.230*** (0.182)	-0.511*** (0.008)
<i>FD</i> ²	0.037** (0.067)	0.041** (0.062)	0.450*** (0.014)
<i>W</i> × <i>FD</i>	-0.710*** (0.259)	-4.534** (1.892)	-0.483*** (0.007)
<i>W</i> × <i>FD</i> ²	0.340*** (0.129)	2.738*** (1.033)	0.390*** (0.010)
Wald Test			357.767
[P]			0.000
AR (1)			277.623
[P]			0.000
AR (2)			148.909
[P]			0.000
Sargan			167.426
[P]			0.0000
控制变量	是	是	是
控制时间	是	是	是
控制地区	是	是	是
样本量	2975	2975	2975
R ²	0.003	0.008	0.155

此外,为确保计量模型不存在严重的内生性问题,文章借鉴 Cigu 等(2020)和欧阳艳艳等

(2020)年的做法,选取各经济体对腐败控制绩效(Control of Corruption)^①的对数值作为金融发展的工具变量。金融监管是金融稳定发展的基石,进而影响到碳排放强度大小,但对腐败的控制不会直接影响碳排放强度,因此是一个比较好的工具变量。本文运用系统GMM进行动态空间杜宾模型的参数估计,以检验内生性问题。结果如表6列(3)列所示,模型通过了Wald检验和Sargan检验,AR(1)和AR(2)结果表明模型的扰动项差分不存在二阶自相关,扰动项无自相关,因而本文选用的工具变量有效,模型核心解释变量的结果与基准回归结果基本一致,说明模型不存在严重的内生性问题。

六、进一步分析

前文一方面从金融发展适度性视角,验证了最有利于碳排放强度降低的金融发展适度水平的客观存在性;另一方面从经济发展水平差异视角,验证了金融发展对碳排放强度影响的国别异质性。容易看出,一国的金融发展适度水平可能受到金融发展阈值效应和经济发展阈值效应的共同影响。为了更加精准地检验并刻画这两类阈值效应,本部分构建面板门槛模型重新拟合金融发展对碳排放强度影响,为各国的碳减排工作提供更具实践价值的经验参考和政策指导。

Hansen(1999)的面板门槛估计方法能够克服加入二次项、交互项或者依照经验判断得到的门槛值稳健性不强的特点,能够对门槛值进行有效检验,因此本文选用Hansen面板门槛估计方法,分别以金融发展水平与经济发展水平为门槛变量构建如下门槛模型:

$$CI_{it} = \alpha_0 + \theta_i X_{it} + \delta_1 FD_{it} \times I(Thr \leq \gamma) + \delta_2 FD_{it} \times I(Thr > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $I(\cdot)$ 为门槛指示函数, Thr 为门槛变量, γ 为待估的门槛值,其余变量含义与前文相同。为确定门槛模型的最终形式,首先分别进行单一门槛、双重门槛和三重门槛假设检验,运用Bootstrap方法抽样300次,估计出金融发展对碳排放强度的门槛值及相关统计量,最终检验结果如表9所示。表9显示,不论以金融发展水平还是经济发展水平作为门槛变量,F统计量仅在单一门槛检验时显著,因此设定模型的最终形式为单一门槛模型。

表9 门槛效应检验结果

门槛变量	单一门槛检验		双重门槛检验		三重门槛检验	
	F统计量	P值	F统计量	P值	F统计量	P值
金融发展	34.59**	0.028	5.11	0.283	16.16	0.697
经济规模	160.49*	0.053	86.95	0.150	34.96	0.797

同时,表10报告了以金融发展水平和经济发展水平作为门槛变量时的门槛估计值。其中,金融发展水平的门槛估计值为1.071,即在跨越该值后金融发展对碳排放强度的影响会出

^①数据来源于世界银行全球治理指标数据库(WGI)。

现显著的变化;经济发展水平的门槛估计值为1675.974美元,即将经济发展水平未跨越该值前和跨越该值后相对比,金融发展对碳排放强度的影响会呈现显著差异。

表 10 一重门槛估计值

变量	估计值	95%的置信区间
金融发展	1.071	[1.025,1.119]
经济规模	1675.974	[1586.150,1709.516]

进一步,依据金融发展水平和经济发展水平的不同门槛值设定虚拟变量,生成与金融发展和经济发展水平的交乘项,利用式(5)回归讨论金融发展影响碳排放强度的阈值效应,回归结果如表11所示。

表 11 金融发展影响碳排放的门槛效应

解释变量	(1)	(2)
	金融发展阈值效应	经济发展阈值效应
$FD \leq 1.071$	-0.519*** (0.090)	
$FD > 1.071$	0.152*** (0.054)	
人均 $GDP \leq 1675.974$		0.931*** (0.103)
人均 $GDP > 1675.974$		-0.242*** (0.053)
常数项	2.518*** (0.192)	2.371*** (0.192)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	2975	2975
R^2	0.119	0.118

表11列(1)列显示,金融发展对碳排放影响存在金融发展水平门槛,在到达门槛值之前金融发展会降低碳排放强度、超越门槛值之后会增加碳排放强度,该结果支持了金融发展对碳排放强度存在先抑制后促进的“U”型影响的结论。究其原因,当金融发展水平处于门槛值的左侧时,金融发展水平偏低,在这一水平上的金融资本的扩张会使得市场定价、资源配置、风险管理等作用开始凸显,通过支持绿色产业发展使碳排放强度显著降低;而当金融发展水平迈过门槛值后,传统金融的过度发展会使得产业结构空心化,甚至挤占其他产业的发展资源,从而导致碳排放强度不降反增。表11列(2)列显示,金融发展对碳排放影响存在经济发展水平门槛,金融发展在经济发展水平在到达门槛值之前会增加碳排放强度、越过门槛值之后会降低碳排放强度,该结果深化了金融发展对碳排放强度的影响存在国别异质性的结论。究其原因,当国家的人均GDP低于1675.974美元时,经济发展较为落后的国家为满足基本生

活需求和实现经济增长,不惜以牺牲环境为代价进行高耗能、高污染领域经济活动,金融发展则助推了投资活动的开展(蔡栋梁等,2017);当国家的人均GDP高于1675.974美元时,国家会更注重供给侧质量改革引导金融资源流向绿色产业,消费者对环保产品具有更强偏好,倒逼企业将获得的金融资源用于转型升级和低碳技术创新(刘耀彬等,2017)。

综上所述,一国的金融发展适度水平受到金融发展阈值效应和经济发展阈值效应的共同影响,单纯从经济增长或金融能力提升入手都难以实现国家金融的适度发展,各国应在统筹金融发展与经济发展的基础上推动碳排放强度稳步降低。值得注意的是,金融发展水平已经跨越“U”型曲线拐点的国家和经济发展水平尚未跨越倒“U”型曲线拐点的国家,应当以实体经济规模扩张作为金融行业规模扩张的前提。如表12所示金融发展水平已经跨越“U”型曲线拐点的国家大多为高收入国家,防范金融行业和金融资本相对于实体经济的过度扩张,是其实现并维持金融适度发展水平、持续推进碳减排的关键。这也印证了本文全样本的回归结果的合理性。如表13所示经济发展水平尚未跨越倒“U”型曲线拐点的国家大多为低收入国家,防止金融资本被过多投向重工业发展、大宗商品的生产与采购等高碳领域,着力发展实体经济以早日迈入中低等收入门槛是其摆脱“先污染、后治理”传统经济增长路径的重要手段。这也印证了本文分组样本的回归结果的合理性。

表 12 金融发展水平跨越拐点的国家

中低等收入国家	越南
中高等收入国家	智利、中国、黎巴嫩、马来西亚、南非、泰国
高收入国家	澳大利亚、巴林、加拿大、塞浦路斯、丹麦、德国、希腊、冰岛、爱尔兰、日本、韩国、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、马耳他、荷兰、新西兰、挪威、葡萄牙、新加坡、西班牙、瑞典、瑞士、阿联酋、英国、美国、

表 13 经济发展水平未跨越拐点的国家

低收入国家	孟加拉国、布基纳法索、布隆迪、柬埔寨、中非、乍得、刚果(金)、冈比亚、几内亚、几内亚比绍、肯尼亚、吉尔吉斯、老挝、莱索托、利比里亚、马达加斯加、马拉维、马里、莫桑比克、缅甸、尼泊尔、尼日尔、巴基斯坦、卢旺达、塞拉利昂、塔吉克斯坦、坦桑尼亚、东帝汶、多哥、乌干达、津巴布韦
中低等收入国家	贝宁、喀麦隆、科摩罗、科特迪瓦、加纳、海地、印度、毛里塔尼亚、尼加拉瓜、巴布亚新几内亚、圣多美和普林西比、塞内加尔、所罗门群岛、苏丹、乌兹别克斯坦、越南、也门、赞比亚
中高等收入国家	叙利亚

七、结论与建议

(一)研究结论

金融作为现代经济的核心,其规模扩张与效率提升是实现碳中和目标的重要保障和强劲动力。现有文献关注金融发展对碳排放的静态影响,却未基于金融发展适度性视角对二者关

系进行动态刻画。本文以2003—2019年全球175个国家的国别数据为样本,构建空间杜宾模型实证研究金融发展对碳排放强度的影响,以检验最有利于碳减排的金融发展“适度水平”的客观存在性。研究发现:金融发展对碳排放强度存在先抑制后促进的非线性影响,即存在最有利于碳减排的金融发展适度水平,通过替换空间权重矩阵后检验结果仍支持这一结论;金融发展对碳排放强度的影响存在明显的空间溢出效应,且其间接效应要大于直接效应,金融适度发展能有效推动经济关联地区的碳减排进程;再次,不同经济发展阶段国家的金融发展适度水平存在差异,金融发展与碳排放强度在低收入国家呈正向关系、在中低等收入国家呈负向关系、在中高等收入国家和高收入国家呈先抑制后促进的非线性关系;利用面板门槛模型进一步分析发现,一国的金融发展适度水平受到金融发展阈值效应和经济发展阈值效应的共同影响,各国应在统筹金融发展与经济发展的基础上推动碳排放强度稳步降低。

(二)政策建议

第一,关注金融适度发展,构建绿色金融发展体系。一方面,低碳经济发展需要大量资金的支持。应推动绿色金融产品创新,开发、设计更有针对性、更加多样化的融资方式,引导私人投资建设和维护绿色技术设施,避免碳减排领域的金融供给不足问题。另一方面,金融过度化也会导致碳排放强度上升。应适度引导金融资本与服务转向环境友好型与资源节约型产业,通过金融发展推动绿色产业转型升级,避免传统金融行业的低质量扩张。同时,各国应尝试探索金融与实体经济相互促进的良性发展模式,努力使金融行业规模相对实体经济的比重处于有利于碳减排的适度水平。

第二,加大金融开放格局,深化低碳经济合作。一是继续提高金融开放度。实证结果显示金融发展减排的溢出效应要大于对本国的碳减排效应,提高金融开放度,深化金融合作更有利于低碳经济发展。金融开放要注重“引进来”和“走出去”相结合,通过不断提高外资引进的环保要求和产业门槛,减少本国企业的污染排放和制造业的清洁发展;通过整合国内外优质投资,合理利用先进的外部技术,加速实现可持续发展目标。二是强化国际金融合作。实证结果显示本国金融适度发展能有效推动经济关联国家的碳减排进程,因此协助各国发展与其实体经济规模相匹配的金融业规模、结构和产品工具,将有助于实现各国金融发展碳减排效应的相互溢出,助力全球碳治理进程。应继续发挥世界银行、国际货币基金组织等国际组织对各国金融发展的协调能力,通过合理配置全球金融资源推动各国金融适度发展。

第三,差异化制定减排政策,协调经济环境共同发展。从实证结果来看,经济发展水平会影响金融发展的减排效应及其拐点值。当前世界各国的经济发展水平差异巨大,高收入国家的绿色金融探索已经取得了不错的成效,但面临金融化过度导致的经济发展脱实向虚、碳排放不降反升的风险;低收入国家在面对“谋发展”还是“谋生态”的艰难抉择中,往往选择经济增长而牺牲生态效益,金融发展则成为加速这一进程的重要推手。因此,各国应在全面考量

自身经济发展水平基础上,制定差异化的减排政策:中高等收入和高收入国家应在推动实体经济复兴基础上,加强金融行业监管并控制其规模,抑制投机资本扩张和金融资本错配,减轻金融化过度现象;低收入国家则应总结和学习发达国家的经验,优先提高自身的经济发展水平,在此基础上有针对性地、综合地制定促进金融发展政策,促进经济增长与生态效益的协调发展。

(三)研究不足与展望

本文通过检验金融发展对碳排放强度的非线性影响,证实了最有利于碳减排的金融发展适度水平的客观存在性,并发现不同经济发展阶段国家的金融发展适度水平存在差异。但一方面,囿于国别数据样本,本文并没有详细估计出部分典型国家的具体金融发展适度水平,因而难以针对不同经济发展水平国家的金融发展碳减排效应做更详细的对比分析并提出相应对策建议。另一方面,目前将环境风险指标纳入到金融部门投资决策体系的“绿色金融”,已被国际社会公认为实现经济发展与减污降碳并行不悖的重要制度抓手。而本文主要讨论了一般意义上的金融发展对碳排放强度的影响,未重点关注金融发展的绿色化趋势及其碳减排效应。这些是未来研究中将重点关注的方向。

参考文献:

- [1] 蔡栋梁,程树磊,陈建东.金融节能、金融发展对碳排放变化的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(10):122-130.
- [2] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,蒋晓宇.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.
- [3] 韩峰,谢锐.生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J].数量经济技术经济研究,2017,34(3):40-58.
- [4] 何德旭,程贵.绿色金融[J].经济研究,2022,57(10):10-17.
- [5] 江红莉,王为东,王露,吴佳慧.中国绿色金融发展的碳减排效果研究——以绿色信贷与绿色风投为例[J].金融论坛,2020,25(11):39-48+80.
- [6] 金环,于立宏,徐扬.绿色金融创新政策与企业生产率差异——来自中国上市公司的证据[J].经济评论,2022,(5):83-99.
- [7] 李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55,(9):192-208.
- [8] 李欣,杨朝远,曹建华.网络舆论有助于缓解雾霾污染吗?——兼论雾霾污染的空间溢出效应[J].经济学动态,2017,(6):45-57.
- [9] 李治国,车帅,王杰.“逐顶”还是“逐底”:金融集聚的“本地——邻地”减排效应[J].华东经济管理,2021,35(9):79-88.
- [10] 刘乃郗,徐鹤鸣.金融适度发展的理论机制与经验证据文献述评[J].金融理论探索,2021,(1):71-80.
- [11] 刘倩,王琼,王遥.《巴黎协定》时代的气候融资:全球进展、治理挑战与中国对策[J].中国人口·资源与

环境, 2016, 26(12): 14-21.

[12] 刘耀彬, 胡凯川, 喻群. 金融深化对绿色发展的门槛效应分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(9): 205-211.

[13] 欧阳艳艳, 黄新飞, 钟林明. 企业对外直接投资对母国环境污染的影响: 本地效应与空间溢出[J]. 中国工业经济, 2020, (2): 98-121.

[14] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018, (1): 137-155.

[15] 钱水土, 戴夏晶. 金融错配与产能过剩——基于上市公司的经验证据[J]. 华东经济管理, 2023, 37(6): 90-100.

[16] 任力, 朱东波. 中国金融发展是绿色的吗——兼论中国环境库兹涅茨曲线假说[J]. 经济学动态, 2017, (11): 58-73.

[17] 邵帅, 李欣, 曹建华, 杨莉莉. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, 51(9): 73-88.

[18] 孙博文. 环境经济地理学研究进展[J]. 经济学动态, 2020, (3): 131-146.

[19] 孙欣, 张可蒙. 中国碳排放强度影响因素实证分析[J]. 统计研究, 2014, 31(2): 61-67.

[20] 王凤荣, 王康仕. 绿色金融的内涵演进、发展模式与推进路径——基于绿色转型视角[J]. 理论学刊, 2018, (3): 59-66.

[21] 王静. 我国绿色金融发展驱动因素与进展研究[J]. 经济体制改革, 2019, (5): 136-142.

[22] 王勋, Anders Johansson. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 54-67.

[23] 王玉林, 周亚虹. 绿色金融发展与企业创新[J]. 财经研究, 2023, 49(1): 49-62.

[24] 严成樑, 李涛, 兰伟. 金融发展、创新与二氧化碳排放[J]. 金融研究, 2016, (1): 14-30.

[25] 杨文溥. 过度金融化及其资源错配效应研究[J]. 西南金融, 2019, (11): 22-31.

[26] 易信, 刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架[J]. 管理世界, 2015, (10): 24-39+90.

[27] 余东华, 孙婷. 环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力[J]. 中国工业经济, 2017, (5): 35-53.

[28] 余娟娟, 龚同. 全球碳转移网络的解构与影响因素分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(8): 21-30.

[29] 章志华, 唐礼智. 空间溢出视角下的对外直接投资与母国产业结构升级[J]. 统计研究, 2019, 36(4): 29-38.

[30] 周启清, 尹盼盼. 金融发展、物流发展与经济增长关系的实证分析[J]. 经济论坛, 2023, (5): 127-140.

[31] Amidi, S. and A. F. Majidi. Geographic Proximity, Trade and Economic Growth: A Spatial Econometrics Approach[J]. Annals of GIS, 2020, 26(1): 49-63.

[32] Arcand, J. L., E. Berkes, and U. Panizza. Too Much Finance?[J]. Journal of Economic Growth, 2015, 20(2): 105-148.

[33] Bello, A. K. and O. M. Abimbola. Does the Level of Economic Growth Influence Environmental Quality in Nigeria: A Test of Environmental Kuznets Curve (EKC) Hypothesis[J]. Pakistan Journal of Social Sciences, 2010, 7(4): 325-329.

[34] Bhatnagar, S. and D. Sharma. Evolution of Green Finance and Its Enablers: A Bibliometric Analysis[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2022, 162: 112405.

[35] Boutabba, M. A. The Impact of Financial Development, Income, Energy and Trade on Carbon Emissions: Evidence from the Indian Economy[J]. Economic Modelling, 2014, 40: 33-41.

[36] Chen, Y., X. Ma, X. Ma, M. Shen., and J. Chen. Does Green Transformation Trigger Green Premiums? Evidence from Chinese Listed Manufacturing Firms[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 407: 136858.

- [37] Cigu, E., M. B. Petrișor, A. C. Nuță, F. M. Nuță, and I. Bostan. The Nexus between Financial Regulation and Green Sustainable Economy[J]. *Sustainability*, 2020, 12(21): 8778.
- [38] Damodaran, A. and O. van den Heuvel. India's Low Carbon Value Chain, Green Debt and Global Climate Finance Architecture[J]. *IIMB Management Review*, 2023, 35(3): 97–107.
- [39] Drehmann, M., C. E. V. Borio, and K. Tsatsaronis. Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates[R]. 2011.
- [40] Flammer, C. Corporate Green Bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 499–516.
- [41] Ghisetti, C., S. Mancinelli, M. Mazzanti., and M. Zoli. Financial Barriers and Environmental Innovations: Evidence from EU Manufacturing Firms[J]. *Climate Policy*, 2017, 17(sup1): S131–S147.
- [42] Goldsmith, R. W. *Financial Structure and Development*[M]. New Haven and London: Yale University Press, 1969.
- [43] Greenwood, J. and B. D. Smith. Financial Markets in Development, and the Development of Financial Markets[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 1997, 21(1): 145–181.
- [44] Hansen, B. E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): 345–368.
- [45] Irfan, M., A. Razaq, A. Sharif, and X. Yang. Influence Mechanism between Green Finance and Green Innovation: Exploring Regional Policy Intervention Effects in China[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 182: 121882.
- [46] Kanas, A., P. Molyneux, P. D. Zervopoulos. Systemic Risk and CO₂ Emissions in the U.S.[J]. *Journal of Financial Stability* 2023, 64: 101088.
- [47] Leal, P. H. and A. C. Marques. The Evolution of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis Assessment: A Literature Review Under a Critical Analysis Perspective[J]. *Heliyon*, 2022, 8 (11): e11521.
- [48] LeSage, J. P. and R. K. Pace. Pitfalls in Higher Order Model Extensions of Basic Spatial Regression Methodology[J]. *Review of Regional Studies*, 2011, 41(1): 13–26.
- [49] Lin, B. and T. Pan. Financing Decision of Heavy Pollution Enterprises under Green Credit Policy: Based on the Perspective of Signal Transmission and Supply Chain Transmission[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023: 137454.
- [50] Nasreen, S. and S. Anwar. The Impact of Economic and Financial Development on Environmental Degradation: An Empirical Assessment of EKC Hypothesis[J]. *Studies in Economics and Finance*, 2015, 32(4): 485–502.
- [51] Nwani, C. Financing Low-carbon Growth in Africa: Policy Path for Strengthening the Links between Financial Intermediation, Resource Allocation and Environmental Sustainability[J]. *Cleaner Environmental Systems*, 2022, 6: 100082.
- [52] Rodrik, D. Premature Deindustrialization[J]. *Journal of Economic Growth*, 2016, 21: 1–33.
- [53] Sadorsky, P. The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies[J]. *Energy Policy*, 2010, 38(5): 2528–2535.
- [54] Soundararajan, P. and N. Vivek. Green Finance for Sustainable Green Economic Growth in India[J]. *Agricultural Economics*, 2016, 62(1): 35–44.
- [55] Tamazian, A. and B. B. Rao. Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies[J]. *Energy Economics*, 2010, 32(1): 137–145.
- [56] Trinh, H. H., G. D. Sharma, A. K. Tiwari, and D. T. H. Vo. Examining the Heterogeneity of Financial Development in the Energy–Environment Nexus in the Era of Climate Change: Novel Evidence Around the World[J]. *Energy Economics*, 2022, 116: 106415.

[57] Wu, S., L. Wu, and X. Zhao. Impact of the Green Credit Policy on External Financing, Economic Growth and Energy Consumption of the Manufacturing Industry[J]. Chinese Journal of Population, Resources and Environment, 2022, 20(1): 59–68.

[58] Zhang, M. and Y. Liu. Influence of Digital Finance and Green Technology Innovation on China's Carbon Emission Efficiency: Empirical Analysis Based on Spatial Metrology[J]. Science of The Total Environment, 2022, 838: 156463.

Financial Development and Carbon Emission Intensity: A Test Based on the Appropriate Level Perspective

Dou Wei^a, Li Tingting^a, Zhang Wenqing^b

(a: School of Economics and Resource Management of Beijing Normal University;

b: School of Economics and Business Administration of Chongqing University)

Abstract: The existing literatures focus on the static impact of financial development on carbon emissions, but do not provide a dynamic portrayal of the relationship between the two based on the perspective of appropriate level of financial development. This paper constructs a spatial Durbin model to empirically study the impact of financial development on carbon emission intensity using country data of 175 countries from 2003 to 2019 to test the existence of an objective "appropriate level" of financial development most conducive to carbon emission reduction. The study finds that financial development has a non-linear effect on carbon emission intensity that is first suppressed and then promoted, suggesting that there is an appropriate level of financial development that is most favourable to carbon emission reduction. Notably, financial development also manifests a pronounced spatial spillover on carbon emission intensity. Harnessing the appropriate level of financial development can notably drive down carbon emissions in economically intertwined areas. Moreover, the suitability of financial development varies across countries, contingent on their economic status. Specifically, while low-income countries display a positive linkage between financial development and carbon intensity, the relationship turns negative for lower-middle-income countries. Meanwhile, upper-middle and high-income nations experience a nuanced, non-linear relationship, initially restraining but later endorsing carbon intensity. Delving deeper with the panel threshold model, we discern that the optimal financial development gradient for a country is intricately molded by the synergy between its financial and economic growth stages. Countries should promote the steady reduction of carbon emission intensity based on the integration of financial development and economic development. This paper provides empirical evidence and policy insights from the perspective of financial development appropriateness for countries worldwide to accelerate the achievement of carbon emission reduction targets.

Keywords: Financial Development; Appropriate Level; Carbon Emissions Intensity; Spatial Spillover Effect; Threshold Effect

JEL Classification: F4, G20, Q5

(责任编辑:朱静静)