

引用格式:韩先锋,肖坚,董明放.绿色金融发展的碳减排效应[J].资源科学,2023,45(4):843-856.[Han X F, Xiao J, Dong M F. The carbon emission reduction effect of green finance development[J]. Resources Science, 2023, 45(4): 843-856.] DOI: 10.18402/resci.2023.04.13

绿色金融发展的碳减排效应

韩先锋¹,肖坚¹,董明放²

(1. 昆明理工大学管理与经济学院,昆明 650093;2. 西安建筑科技大学管理学院,西安 710055)

摘要:【目的】如何有效释放绿色金融发展的“降碳”红利是新发展格局下国家践行“双碳”战略的重大抉择。【方法】本文在系统阐释绿色金融助力碳减排三维机制的基础上,基于省级面板数据,采用面板中介效应、分位数等方法做了实证考察。【结果】①绿色金融的快速发展显著抑制了中国碳排放,完全可成为国家加速实现“双碳”目标的新动能,这一结果在进行一系列稳健性检验后仍然成立;②绿色金融不仅可为“降碳”提供直接动力,还能通过加速产业升级、驱动绿色技术创新等途径间接对碳减排产生积极影响,但现阶段绿色金融发展的间接“降碳”效应尚远逊其直接效应;③积极引导社会投资切实为碳减排提供助力是绿色金融施策的关键环节,但目前该路径尚未畅通,“降碳”效果还极为有限,这预示着政府应进一步优化顶层设计和强化制度引领;④绿色金融对碳减排的现实冲击效果并非一成不变,而是存在明显的阶段性“结构突变”特征,即随着碳排放水平的持续降低,绿色金融发展的“降碳”效果将会逐步增强,且较低碳排放水平情景下绿色金融发展的碳减排效应将更为明显。【结论】本文证实了“双碳”进程中提供绿色金融支持的有效性和必要性,也发现分阶段、有重点、动态化的绿色金融策略更有利于发挥“降碳”的引领和倒逼作用,以上发现对于未来国家执行和优化“双碳”相关政策具有一定的参考价值。

关键词:绿色金融;碳减排;中介效应;动态影响;新动能;中国

DOI: 10.18402/resci.2023.04.13

1 引言

伴随着经济的快速崛起,中国已一跃成为全球最大的能源消费和碳排放国家^[1]。如何有效应对日益严峻的碳排放压力,将直接关乎中国经济转型成效和高质量发展进程。这种情形下,国家审时度势提出了应对气候变化的中国方案。2020年,习近平总书记在第75届联合国大会一般性辩论上提出了2030年碳达峰和2060年碳中和的“双碳”目标。这为经济高质量发展前提下,如何通过科学减排来实现“双碳”目标提出了新的命题。“双碳”战略推进是一个复杂的系统工程,金融支持是当中无法忽视的关键一环。正因为如此,借助绿色金融工具助力碳减排受到了越来越多的关注,并已开始演变为中国

践行“双碳”战略的一项重大战略决策。2021年,国务院《2030年前碳达峰行动方案》明确指出,要设立碳减排支持工具,鼓励开发性、政策性金融机构按照市场化、法治化原则为碳达峰行动提供长期稳定融资支持。随后,生态环境部、国家发改委等九部委发布的《关于开展气候投融资试点工作的通知》进一步明确,要深入推动地方气候投融资试点工作,为我国碳达峰碳中和目标的实现奠定坚实基础。然而,现阶段中国“双碳”目标面临着碳减排压力大、时间紧、代价高、发展不平衡等一系列现实挑战^[2],加之绿色金融发展处于刚起步阶段,投融资体制尚不健全,缺乏有效监督、制约和激励,由此导致绿色金融助力碳减排的真实效果尚不可知。另外,

收稿日期:2022-12-03,修订日期:2023-03-20

基金项目:国家自然科学基金项目(72163018);陕西省社会科学基金项目(2022D019);昆明理工大学人文社会科学培育重点项目(PYZDD202204)。

作者简介:韩先锋,男,陕西商洛人,校聘教授,研究方向为绿色创新。E-mail: hanxianfeng2008@163.com

通讯作者:董明放,男,河南商丘人,副教授,研究方向为技术创新。E-mail: dongmingfang@xauat.edu.cn

相比实践层面的高度重视,理论界对这一问题的认识还相对滞后。那么,一些值得深思的问题是:绿色金融发展是否真有利于“降碳”?如果答案是肯定的,进一步,绿色金融通过何种渠道助力碳减排?二者之间又存在何种动态演化规律?准确理解上述问题,对于未来国家有效依托绿色金融工具加速实现“双碳”目标具有一定理论与现实意义。

关于金融发展影响碳排放的相关话题一直是学界关注的重点,但目前关于金融发展在“降碳”过程中究竟扮演着何种角色尚存争议。①多数研究认为,金融发展可显著抑制碳排放。如Shahbaz等^[3]和Muzzammil等^[4]基于法国和中国数据均发现,金融发展能有效激励企业技术升级和重视环保,进而对碳排放产生抑制影响。朱东波等^[5]的研究表明,金融发展对碳排放存在正、负两种效应,其综合效应取决于两种效应的相对大小;而当前中国金融发展总体有利于减少碳排放。何运信等^[6]的实证研究显示,传统金融规模的提升有利于“降碳”,而提高直接融资比重和中小银行占比等金融结构优化亦对碳减排产生了积极作用。②一些学者对金融发展的碳减排效果持否定态度,认为金融发展会加快经济增长、增加能源消耗,从而加剧了碳排放^[7]。如Umme等^[8]基于全球12个主要碳排放国考察发现,金融发展增加了碳排放,且二者之间存在双向因果关系。Huang等^[9]基于中国省级数据的分析表明,金融发展加剧了碳排放,且金融发展的任何政策变化都会对中国环境质量带来强烈冲击。③还有学者指出,金融发展与碳排放之间并非简单的线性关系。如严成樑等^[10]实证发现,金融发展与CO₂强度之间存在先促进后抑制的倒“U”型关系。周莹莹等^[11]的研究显示,随着产业结构优化,金融发展对工业行业的“降碳”效果会逐渐增强。邵汉华等^[12]的分析表明,金融发展总体上有利于降低碳排放,但这种“降碳”效应会随着经济发展水平等因素变化而呈现出复杂的异质性特征。总体来说,该类研究对金融发展的“降碳”效应认识还较为有限,且尚未取得一致性的研究结论。

随着国家“双碳”目标的提出,学界开始关注以绿色金融为代表的新兴金融能否为实现“降碳”提供助力。①多数研究对此持肯定态度,认为绿色金

融发展有利于碳减排。如Tian等^[13]肯定了绿色金融体系对碳减排的重要性,指出实现碳达峰需要大量的绿色低碳投资。Arshian等^[14]实证发现,绿色融资显著抑制了七国集团的碳排放,但全球化则对二者的关系产生了消极的调节影响。Wan等^[15]以100个发达国家和新兴国家建筑业为对象的考察显示,绿色融资与全球范围内的碳排放存在强烈负相关关联,且这种关系在新兴国家尤为明显。江红莉等^[16]基于中国23省市的实证表明,绿色信贷和绿色风投均能抑制碳排放,且二者在不同碳排放强度情景下的“降碳”效果无显著性差异。高原等^[17]研究发现,绿色金融改革政策不仅有利于本地碳减排,而且积极的碳减排效应还会辐射到试点区域的周边地区。②也有学者对绿色金融是否有助于碳减排提出了质疑。Wan等^[18]采用联立方程模型估计得出,绿色投资对清洁能源消费具有正向作用,但对碳排放无显著影响。尤志婷等^[19]研究发现,绿色债券对中部地区碳排放未产生明显影响,显著“降碳”效果主要发生在东部地区。曹廷求等^[20]的检验表明,对于非国有企业和金融发展程度不高的地区,绿色信贷的碳减排效果尚不明显。

上述文献对于理解绿色金融发展的“降碳”效应具有重要意义,也为本文研究提供了重要参考,但是现有研究尚存在一些缺憾:一方面,目前关于绿色金融是否有助于碳减排的研究较匮乏且存争议,尚未完全解开绿色金融助力碳减排的“黑箱之谜”;另一方面,已有研究重点关注绿色金融对碳排放的线性影响,往往忽略了挖掘绿色金融助力碳减排的中间机制以及潜在的非线性演化规律。本文可能的创新点和研究意义在于:①试图构建一个整合框架,探索绿色金融助力碳减排的内在逻辑,为深入理解绿色金融“降碳”提供了一个新的视角和理论启示;②挖掘绿色金融影响碳减排的内在链接机制,从加速产业升级、驱动绿色技术创新和诱发社会投资3个渠道对中间机制进行探讨,以识别绿色金融“降碳”的具体路径;③随着中国“双碳”目标持续推进,绿色金融对碳减排的影响将可能呈现动态演化趋势,本文的非线性解析可为中国依据“降碳”目标不断优化绿色金融策略以有效减少碳排放提供新的思路。

2023年4月

2 机制阐释与研究假设

2.1 绿色金融助力碳减排的直接作用机制

绿色金融是一种以应对气候变化、支持环境质量改善和资源节约高效利用为主要目的新兴金融^[21],其能通过绿色信贷、债券等政策工具将更多资本注入绿色环保领域,从而会对“降碳”活动产生实质性影响。具体看来,绿色金融对碳减排的作用表现在以下两个方面:一方面,绿色金融可有效为碳减排提供充足资金保障。企业环境治理通常具有长周期、高成本、高风险和高不确定性特征,导致传统金融涉足往往“浅尝辄止”,从而对碳减排的支持效果较为有限。绿色金融开辟了增加全社会绿色投资的新渠道,通过提供长期限、低成本的绿色金融资本,可合理匹配企业的“降碳”风险与收益,从而为不同碳排放水平的项目和企业“降碳”提供坚实支撑,也增加了金融支持碳减排的广度和深度。同时,绿色金融发展往往伴随着政府管控和激励,公共部门针对绿色经济活动的利率浮动、信贷倾斜、改变门槛等优惠政策,通常能在一定程度上调动传统金融参与“降碳”的积极性,由此极大提升了绿色金融发展的总体规模水平,从而为“双碳”进程提供了稳定的资本动力。另一方面,绿色金融可提高绿色资源的配置水平。绿色金融将低碳环保的发展理念纳入金融领域,鼓励金融机构直接参与环境治理,提供多样化、多层次和灵活性的资金配置,尤其是侧重为基础设施绿色化改造、清洁能源领域项目和节能环保产业发展等提供支持^[22],这无形中有利于加速绿色经济发展。更为重要的是,绿色金融具有明显的信号传导效应,有限的绿色金融资本通过杠杆和信用的加持,能快速吸引更多社会资本“变绿”,并高度参与到“双碳”进程中,此时绿色金融就产生了明显的高碳投资抑制效应,不仅有效弱化了能源密集型行业投资^[23],而且还限制了重污染企业的有息债务融资和新增投资^[24],有效促进了“双碳”进程中金融资源的结构优化和再配置,从而有效抑制了地区碳排放。基于上述分析,提出以下假设:

H1:绿色金融发展切实有助于碳减排,能成为国家实现“双碳”目标的新动能。

2.2 绿色金融助力碳减排的间接传导机制

绿色金融在为“降碳”提供直接助力的同时,还

可能通过加速产业升级、驱动绿色技术创新和诱发社会投资等路径进一步间接影响碳减排。首先,绿色金融加速产业升级的传导机制。绿色金融政策重点对绿色环保、节能减排等领域提供信贷支持和优惠激励,既可促进绿色产业、高新产业和第三产业的快速发展,又能通过提升“两高”行业和项目的长期融资约束倒逼其进行绿色转型^[25],从而加速了产业结构升级。而产业升级水平的提升,意味着节能环保、高新技术等绿色产业在国民经济中的占比逐步提升,而高能耗、高污染行业则逐步退出和再配置,这种此消彼长的结构调整有效抑制了经济活动中的碳排放。其次,绿色金融驱动绿色技术创新的传导机制。企业仅依赖自有资金通常难以满足清洁技术和绿色产品开发的现实需求,同时由于绿色技术创新的长周期、高风险和高不确定性约束,导致企业难以获取传统金融的有效支持。相比之下,新兴金融具有更强的风险偏好,更倾向于支持绿色新技术和新产品研发^[26]。作为一种新兴的金融业态,绿色金融可通过信贷、基金等多途径补足企业绿色技术创新的资金链短板,且低成本、长周期的稳定融资能持续激发企业增强创新意愿和增加研发投入,从而总体有利于绿色技术创新。而绿色技术创新水平的改善,不仅会持续提升能源效率^[10],还可促使劳动、资本等要素利用效率提高,进而减少经济活动中的碳排放。最后,绿色金融诱发社会投资的传导机制。绿色金融发展具有明显的国家导向性和针对性,在一定程度上反映了政府意志和产业发展方向^[19],这无形中会为社会资本流入和集聚提供一个明确风向标。事实上,已有研究表明,绿色金融发展与政府和社会投资的支持密切相关,会在一定程度上引导政府与社会资本向绿色产业联合投资^[27]。中国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》更是明确提出,构建绿色金融体系主要目的是动员和激励更多社会资本投入到绿色产业,同时更有效地抑制污染性投资。因此,在良好的制度安排下,绿色金融发展能有效引导社会投资一同参与到“双碳”进程中,有效提升全社会绿色投融资的总体规模和周转速度,并极大加速绿色经济和清洁产业发展进程,进而在一定程度上抑制经济活动中的碳排放。基于上述分

析,这里提出以下假设:

H2:绿色金融可通过加速产业升级、驱动绿色技术创新和诱发社会投资等3条路径间接促进碳减排。

2.3 绿色金融助力碳减排的动态演变机制

随着“双碳”战略的持续推进,地区金融发展和碳排放水平均在不断变化,致使金融与碳排放之间通常存在非线性关联^[28],即随着二者的动态演化,金融发展对碳排放的影响强度和方向也会随之变化。对于绿色金融而言亦不例外,同一地区内不同碳排放阶段的绿色金融支持策略通常并不是恒定不变的,不同地区“降碳”行动对绿色金融的潜在需求亦存在系统差异和风险偏好,加之不同碳排放阶段绿色金融策略在吸引社会资本流入和优化资金配置等方面的实际作用亦存在差异,最终导致地区“降碳”进程中绿色金融的助力效果始终在动态演变。因此,在碳排放的不同阶段,绿色金融发展对地区碳减排的影响具有一定的结构差异和动态冲击。只有当绿色金融与地区碳排放水平协调发展时,才能有效实现“降碳”,即在地区碳排放的不同阶段,应附以动态演化、系统调节的绿色金融支持策略。具体表现为:①在地区碳排放水平较高时,经济活动的基本特征是环境管制较弱、高能耗高污染产业占比偏高、经济金融发展落后,地方政府往往采取“以污染换增长”的短期经济增长策略^[29],此时全社会进行清洁技术创新和节能减排的动力欠缺,加之地方气候投融资体制尚不健全、环保意识相对薄弱,导致有限绿色金融供给对碳减排的积极作用不仅极为有限,反而还可能因为监管不力导致绿色金融资金流入污染性产业,从而加剧了地区碳排放。②随着碳排放等环境污染问题日益凸显,地方政府往往不得不改变纯粹的“为增长而增长”的发展理念,开始有针对性地尝试发展节能环保产业、加强环境管制和鼓励绿色技术进步,并为之提供相应的新金融支持策略,以期通过经济结构转型来抑制地区碳排放。然而,出于经济利益,企业和传统金融机构的投资策略并不会因此而即刻完全改变,尚需要一个调整期和适应期,此时绿色金融的出现可能暂时只起到了“锦上添花”的效果,加之绿色金融发展未达规模和金融机构的风险考量,并

不能有效破解“降碳”供需资金的失衡矛盾,致使企业进行“降碳”治理的投融资成本相对偏高,进而导致绿色金融发展对该阶段碳减排的真实助力效果受限。③随着“双碳”目标的持续深化,绿色产业在整个地区国民经济中的地位日益凸显,绿色金融的服务功能日趋完善,相关激励和监管政策已形成系统响应。此时,“降碳”资源配置水平也由此得到明显提高,使得绿色金融能更加精确、有针对性、在更大范围和更长时间且以更低成本为地方碳减排提供支持,进而产生更为明显的“降碳”效应。基于上述分析,这里提出以下假设:

H3:绿色金融发展的“降碳”效果并非一成不变,即随着碳排放水平的不断降低,绿色金融对碳减排的积极贡献将逐步增强。

3 研究方法

3.1 计量模型构建

为刻画绿色金融对碳减排的基本影响特征,构建如下双向固定效应模型:

$$cer_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gfi_{it} + \alpha_j x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 和 t 分别为省份和年份; cer_{it} 和 gfi_{it} 分别为CO₂排放量和绿色金融水平指标; x_{it} 为控制变量,表示其他可能影响碳减排的特征变量; α_0 为截距项; α_1 为绿色金融对碳减排影响的弹性系数,若 $\alpha_1 < 0$ 且显著,则意味着绿色金融抑制了CO₂排放,即产生了显著的碳减排效应; α_j 表示第 j 个控制变量对碳排放的影响程度; λ_i 和 μ_t 表征不可观测的个体和时序固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

上式刻画了绿色金融对碳减排的直接作用机制,为考察绿色金融如何“降碳”,这里引入产业升级、绿色技术创新和社会投资等中介变量(med),构建如下中介效应模型:

$$med_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gfi_{it} + \alpha_j x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$cer_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gfi_{it} + \alpha_2 med_{it} + \alpha_j x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: α_2 为中介变量系数。

同时,为了更好地揭示在碳排放条件分布的不同水平上,绿色金融对碳减排影响的变动方向、程度及差异,构建如下面板分位数模型:

$$Q_{cer_{it}}(\tau|gfi_{it}) = \alpha_i + gfi_{it}^T \beta(\tau) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: $Q_{cer_{it}}(\tau|gfi_{it})$ 为给定的 gfi 和 cer 的 τ 分位数函

2023年4月

数; $\beta(\tau)$ 为 gfi 在 τ 分位点上的待估计参数。其中, 固定效应系数不随分位数变化而变化, 但绿色金融估计系数会随着不同分位数条件的变化而变化, 为了同时实现估计式(4)不同分位数下的参数, 需要对式(5)进行求解:

$$\min_{\beta} \sum_{k=1}^q \sum_{i=1}^s \sum_{t=1}^n \omega_k \rho_{\tau k}(cer_{it} - \alpha_i - gfi_{it}^T \beta(\tau)) + \chi \sum_{i=1}^n |\alpha_i| \quad (5)$$

式中: ω_k 为在控制估计参数 α_i 时分位点 q 的相对影响力 $\{\tau_1, \dots, \tau_q\}$ 对应于第 k 分位数的权数; $\rho_{\tau}(\cdot)$ 为线性分位点损失函数的具体形式; χ 为调节系数。鉴于本文使用省级面板数据作分解, 故采用 Koenker^[30]的做法对式(5)进行求解。

3.2 变量设计与数据说明

考虑到统计口径的一致性和数据可获性, 本文基于 2001—2019 年中国省级面板数据进行研究, 因数据缺失剔除了港、澳、台和西藏自治区四省, 最终选取 30 个省级行政区为研究对象。研究数据主要来自历年的《中国统计年鉴》《中国保险年鉴》《中国科技统计年鉴》, 各省《统计年鉴》以及中国碳核算数据库。

3.2.1 被解释变量

CO_2 排放量 (cer) 为被解释变量。本文使用 CO_2 排放量 (百万 t) 的对数值作为碳排放量的代理指标。同时, 为确保研究结论的可靠性, 选取人均 CO_2 排放量作为辅助测试指标, 具体由历年 CO_2 排放量除以总人口得出。

3.2.2 核心解释变量

绿色金融 (gfi) 为核心解释变量。现有文献多基于单一指标来衡量绿色金融水平, 比如, 绿色环保企业债务占全部上市公司债务之比^[31]、具有绿色投资概念上市公司融资^[32]、六大高能耗产业利息支出占比^[33]、节能环保公共财政支出^[34]。然而, 上述指标仅能反映绿色金融发展的局部特征, 缺乏较为全方位的系统评价。根据中国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》, 绿色金融应涵盖绿色信贷、绿色投资和绿色保险等方面, 其中, 绿色信贷和绿色投资是核心方面。鉴于此, 本文拟从绿色信贷、绿色投资和绿色保险 3 个方面

构建评价体系。对于绿色信贷, 选取六大高能耗工业产业^①利息支出与工业利息总支出的比值来衡量。对于绿色保险, 采取农业保险收入除以农业总产值来刻画^[35]。对于绿色投资, 按照不同功能和用途, 绿色投资一般包括预防型绿色投资和治理型绿色投资两种类型^[36]。因此, 参照史代敏等^[37]的做法, 从节能环保投资和绿色治理投资两角度来分别刻画预防型绿色投资和治理型绿色投资, 具体分别采用财政环境保护支出除以财政一般预算支出、环境污染治理投资占 GDP 比重两个细分指标来体现。进一步, 基于上述指标和数据并采用熵值法构建绿色金融指数, 以此作为绿色金融发展的代理变量。同时, 采用绿色金融指数加 1 后取自然对数作为绿色金融发展的替代指标进行稳健性检验。

3.2.3 中介变量

根据前文理论分析, 选取产业升级 (ind)、绿色技术创新 (gti) 和社会投资 (pri) 作为中介变量, 以检验绿色金融对碳减排的间接影响机制。其中, 根据朱学红等^[38]的做法, 采用第三产业产值与第二产业产值的比值来刻画国内产业升级水平; 借鉴占华等^[39]的做法, 采用对数化的绿色发明专利申请数来衡量绿色技术创新水平; 对于社会投资水平, 使用全社会非国有固定资产投资占总固定资产投资的比重来表征。

3.2.4 控制变量

为了更加客观地解析绿色金融发展的“降碳”效果, 控制了以下变量: 外商直接投资 (fdi), 选用人民币表示的外商直接投资额与 GDP 之比来表征; 人力资本 (hc), 采用平均受教育年限来体现; 城市化水平 (urb), 运用年末城镇人口与总人口之比来体现; 贸易开放度 (tra), 基于人民币表示的进出口总额与 GDP 的比值来衡量; 经济增长水平 (gdp), 使用 GDP 的对数值来反映; 服务业发展 (seo), 选取服务业产值的对数来衡量; 固定资产投资 (inv), 运用固定资产投资额的对数来表示。

4 结果与分析

4.1 计量模型合理性检验

在进行实证分析前, 为确保研究结论更为可

① 按国家发改委规定, 六大高耗能产业分别为化学原料及化学制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、石油加工炼焦及核燃料加工业、电力热力的生产和供应业。

靠,这里进行以下三方面检验,以证明本文计量模型设定的合理性:

4.1.1 多重共线性检验

经测算发现,本文研究变量的最大、最小方差膨胀因子 VIF 数值分别为 8.29 和 1.53,平均 VIF 数值为 4.40,远小于多重共线性判断边界 10,处于可接受的范围内,说明本文构建的计量模型共线性问题较弱,不会对后文估计结果产生较大影响。

4.1.2 面板平稳性检验

为避免因宏观经济数据波动而造成的伪回归现象,确保估计结果的有效性,这里首先对研究变量的平稳性进行检验。具体为:分别基于原假设为存在同质面板单位根的 LLC 和 Breitung 方法,以及原假设为存在异质面板单位根的 IPS、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 方法综合进行变量平稳性测试,具体检验结果见表 1。不难发现,基于不同方法的单位根检验结果表明,碳排放、绿色金融等变量均是一阶平稳的,即本文所选面板数据是平稳的,在一定程度上避免了后续回归中的潜在伪回归干扰,即可直接对计量模型进行回归分析。

4.1.3 面板协整检验

在面板单位根检验的基础上,继续对碳排放与绿色金融之间是否存在长期稳定的均衡关联特征进行检验,同时运用 Pedroni 方法、Johansen Fisher 基于最大似然比方法和 Kao 基于 E-G 两步法回归残差

的面板协整技术进行协同检验,以增强检验结论的可靠性,相关结果如表 2 所示。

由表 2 可知, Pedroni 检验中的 Panel ADF-stat 和 Group ADF-stat 两个常用的主要统计量均在 1% 显著性水平下通过了检验, Panel ρ -stat、Panel PP-stat 和 Group PP-stat 等 3 个辅助统计量亦通过了显著性检验。Johansen Fisher 检验和 Kao 检验中的 Trace test、Max-eigen test 和 Kao ADF 统计量也均在 1% 显著性水平下通过了检验。总体看来,上述 3 种检验方法均拒绝了“不存在协整关系”的原假设,表明碳排放与绿色金融之间存在长期稳定的均衡关联。在上述检验基础上,将进一步对绿色金融发展的碳减排效应作出解答。

4.2 绿色金融影响碳减排的基本事实刻画

表 3 报告了绿色金融影响碳减排的线性估计结果。由基准模型 2 的结果可知,绿色金融估计系数为负且通过了 1% 的显著性水平检验,说明绿色金融与 CO_2 排放之间存在明显的负相关关系,即现阶段绿色金融发展确实抑制了碳排放,产生了明显的“降碳”效果,这和不考虑控制变量的模型 1 结果是一致的,验证了 H1 成立。同时,为较全面考察宏观面板数据潜在的个体效应和时间趋势干扰,分别估计了个体固定效应模型 3 和时间固定效应模型 4,结果显示,绿色金融系数依然高度显著为负,控制变量系数方向与基本模型基本一致,充分证明绿色金

表 1 面板单位根检验结果

Table 1 Panel unit root test results

变量/方法	LLC 检验	Breitung 检验	IPS 检验	ADF 检验	PP 检验
Δcer	-12.676*** (0.000)	-2.707*** (0.003)	-10.672*** (0.000)	220.029*** (0.000)	266.858*** (0.000)
Δgfi	-9.847*** (0.000)	-5.962*** (0.000)	-11.861*** (0.000)	236.641*** (0.000)	352.368*** (0.000)
Δfdi	-9.743*** (0.000)	-6.441*** (0.000)	-10.695*** (0.000)	202.352*** (0.000)	323.926*** (0.000)
Δhc	-18.096*** (0.000)	-13.138*** (0.000)	-17.330*** (0.000)	328.255*** (0.000)	487.769*** (0.000)
Δurb	-18.728*** (0.000)	-9.947*** (0.000)	-15.927*** (0.000)	303.408*** (0.000)	378.164*** (0.000)
Δtra	-15.830*** (0.000)	-12.549*** (0.000)	-12.471*** (0.000)	242.687*** (0.000)	361.610*** (0.000)
Δgdp	-14.440*** (0.000)	0.335 (0.631)	-12.655*** (0.000)	265.150*** (0.000)	485.429*** (0.000)
Δseo	-16.116*** (0.000)	-7.779*** (0.000)	-14.059*** (0.000)	270.159*** (0.000)	469.878*** (0.000)
Δinv	-19.519*** (0.000)	-10.417*** (0.000)	-16.959*** (0.000)	324.699*** (0.000)	512.546*** (0.000)
Δpri	-17.007*** (0.000)	-12.391*** (0.000)	-15.487*** (0.000)	305.947*** (0.000)	344.574*** (0.000)
Δgti	-17.015*** (0.000)	-1.653** (0.049)	-22.314*** (0.000)	390.719*** (0.000)	435.940*** (0.000)
Δind	-10.211*** (0.000)	-1.490* (0.068)	-10.320*** (0.000)	213.353*** (0.000)	335.801*** (0.000)

注: Δ 表示一阶差分序列,*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著水平上拒绝原假设。()中的数据为 p 值,下同。

2023年4月

融发展可以显著减少碳排放。

值得注意的是,上述结论的可信性取决于绿色金融变量的外生性,很可能因为潜在的“双向因果”

和“遗漏变量”干扰而滋生内生性问题,从而影响到估计结果的一致无偏性。对此,拟采用以下3种手段尽可能解决内生性困扰:①基于工具变量法进行

表2 3种面板协整关系的检验结果

Table 2 Test results of three types of panel cointegration relations

检验方法			检验结果	
Pedroni 基于残差的协整检验	组内统计量	$H_0: \rho=1$	Panel ν -stat	0.934(0.175)
		$H_1: (\rho_i=\rho)<1$	Panel ρ -stat	-2.238**(0.012)
			Panel PP-stat	-6.861*** (0.000)
			Panel ADF-stat	-11.774*** (0.000)
	组间统计量	$H_0: \rho=1$	Group ρ -stat	1.476(0.930)
		$H_1: (\rho=\rho)<1$	Group PP-stat	-2.238** (0.013)
			Group ADF-stat	-3.352*** (0.000)
Johansen Fisher最大似然比检验		Trace test	192.2*** (0.000)	
		Max-eigen test	182.5*** (0.000)	
Kao 基于残差的 ADF 协整检验			-9.391*** (0.000)	

表3 基本模型估计结果

Table 3 Basic model estimation results

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
cer_{-1}								0.606*** (20.71)	0.364*** (9.62)
cer_{-2}									0.050 (1.53)
gfi	-3.033*** (-7.66)	-3.132*** (-7.01)	-2.970*** (-6.78)	-4.153*** (-10.25)	-0.861* (-1.75)	-2.891*** (-6.59)		-0.975*** (-3.05)	-1.128*** (-4.16)
gfi_{-1}							-2.903*** (-6.60)		
fdi		-2.592** (-2.30)	-3.197*** (-2.65)	-9.093*** (-6.31)		-1.980* (-1.87)	-2.041* (-1.93)	-1.419* (-1.83)	-1.595** (-2.43)
hc		0.049 (0.62)	0.022*** (3.60)	0.113** (2.41)		0.010 (0.14)	0.004 (0.06)	-0.024 (-0.46)	-0.013 (-0.30)
urb		1.093*** (3.11)	0.667** (2.01)	-0.091 (-0.25)		0.847** (2.40)	0.881** (2.51)	0.198 (0.77)	0.591** (2.31)
tra		-0.248** (-2.00)	-0.038 (-0.31)	-0.126 (-1.14)		-0.218* (-1.88)	-0.210* (-1.82)	-0.100 (-1.19)	-0.080 (-1.13)
gdp		0.194*** (3.52)	0.523*** (12.39)	0.784*** (20.74)		0.154*** (3.15)	0.160*** (3.28)	0.038 (1.07)	0.035 (1.24)
seo		0.068** (2.11)	0.068* (1.96)	0.148*** (3.13)		0.050* (1.73)	0.045 (1.57)	-0.013 (-0.62)	-0.014 (-0.84)
inv		-0.071* (-1.95)	-0.075* (-1.92)	-0.270*** (-5.48)		-0.048 (-1.47)	-0.043 (-1.33)	0.012 (0.52)	0.019 (1.02)
c	4.561*** (67.82)	2.370*** (3.36)	-1.152*** (-3.19)	-0.872 (-1.57)	5.416*** (69.57)	3.929*** (5.45)	2.993*** (4.62)	1.686*** (3.54)	2.545*** (6.33)
个体效应	Y	Y	Y	N	N	N	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	N	Y	Y	N	Y	Y	Y
Adj- R^2	0.697	0.720	0.661	0.732	0.216	0.917	0.724	0.853	0.861

注:()中的数据为t值,下同。

估计。一方面,目前关于绿色金融相关研究并未找到很有说服力的工具变量,在工具变量难以寻找的情况下,采用核心变量均值作为工具变量通常是解决内生性问题的习惯做法^[40],故选取绿色金融均值作为工具变量进行估计,由模型5可知,绿色金融系数显著为负;另一方面,这里选取滞后一期 *gfi* 作为当期 *gfi* 的工具变量,采用2SLS方法进行估计,由表3模型6可知,绿色金融系数依然在1%的显著性水平下为负;②基于核心解释变量滞后作估计,以绿色金融滞后一期作为核心变量估计结果见模型7。可以发现,绿色金融及控制变量估计系数与基准模型相比并无明显变化;③基于被解释变量滞后进行回归,具体逐步加入被解释变量 *cer* 滞后一期和滞后二期的结果见模型8和模型9。可知绿色金融对碳排放的影响依然显著为负,从而说明线性结果在一定程度上控制了内生性问题。也就是说,即使规避了可能的内生性干扰,绿色金融依然可以显著减少地区碳排放。

同时,为增强研究结论的稳健度,进一步从以下三方面论证基本结论的可靠性,具体估计结果见表4:①替换核心变量。分别采用绿色金融指数加1后取自然对数和人均碳排放量指标来替代核心解释变量和被解释变量,两种情形下的估计结果分别见模型1和模型2,均发现绿色金融对碳排放有着显著的负向冲击特征,表明即使置换核心变量,本文

结论依然稳健。②剔除异常值影响。为控制异常值的潜在干扰,依次剔除了平均CO₂排放、平均绿色金融的极大值和极小值样本再估计,结果如模型3和模型4所示。可以发现,绿色金融的系数为负,且均通过了1%的显著性水平检验,印证了绿色金融发展具有显著碳减排效应的结论是稳健的。③改变研究方法。在3种固定效应、2SLS和动态面板模型估计的基础上,分别采用有限信息最大似然法(LIML)和全修正最小二乘法(FMOLS)两种方法进行再估计,由模型5和模型6的结果可知,绿色金融 *gfi* 的估计系数显著为负,表明即使改变计量方法,本文的基本结论依然稳健。

4.3 绿色金融影响碳减排的中介机制解析

上述研究表明,绿色金融发展能产生显著的碳减排效应,其对新发展格局下中国实现“双碳”目标意义重大。那么,需要进一步探索的是绿色金融究竟通过何种途径助力“双碳”目标实现。

表5报告了以产业升级、绿色技术创新和社会投资为中介路径的估计结果。具体体现在以下三方面:①模型1和模型2是以产业升级为中介变量的估计结果。不难发现,模型1中绿色金融对产业升级的估计系数显著为正,表明绿色金融发展对国内产业升级进程产生了积极影响。模型2中产业升级对碳排放的影响系数显著为负,说明绿色金融可以通过促进产业升级来间接抑制碳排放。具体而

表4 稳健性检验结果

Table 4 Robustness test results

变量	替换核心变量		剔除异常值		改变研究方法	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>gfi</i>	-3.490***(-7.50)	-43.555*(-1.80)	-3.576***(-7.42)	-5.633***(-7.23)	-4.015***(-12.09)	-2.958***(-5.56)
<i>fdi</i>	-2.402**(-2.05)	2.086(0.03)	-2.459**(-1.98)	-4.581***(-3.57)	-8.990***(-7.10)	-3.469**(-2.38)
<i>hc</i>	-0.006(-0.07)	-3.842(-1.15)	0.001(0.02)	-0.052(-0.63)	0.086**(2.58)	0.174**(2.36)
<i>urb</i>	0.749**(2.03)	5.389(0.31)	1.121*** (2.66)	0.757** (2.02)	0.346(1.02)	0.058(0.14)
<i>tra</i>	-0.283**(-2.29)	-2.603(-0.42)	-0.302**(-2.37)	-0.234(-1.57)	-0.030(-0.33)	-0.065(-0.43)
<i>gdp</i>	0.128** (2.18)	0.361(0.12)	0.160** (2.51)	0.101* (1.69)	0.745*** (34.12)	0.585*** (11.71)
<i>seo</i>	0.628*** (4.15)	10.362** (2.02)	0.588*** (3.70)	0.705*** (4.40)	0.146*** (3.00)	0.083** (2.06)
<i>inv</i>	-0.083(-1.27)	-2.422(-0.78)	-0.120*(-1.72)	-0.065(-0.95)	-0.288***(-6.18)	-0.085*(-1.85)
<i>c</i>	-0.315(-0.32)	-22.646(-1.20)	-0.270(-0.26)	-0.201(-0.19)		
个体效应	Y	Y	Y	Y	N	N
时间效应	Y	N	Y	Y	N	N
Adj-R ²	0.726	0.038	0.720	0.730	0.708	0.884

2023年4月

表5 面板中介效应估计结果

Table 5 Estimation results of panel mediation effect

变量	加速产业升级路径		驱动绿色技术创新路径		诱发社会投资路径	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>gfi</i>	1.910*** (8.33)	-3.293*** (-6.59)	2.228*** (4.96)	-3.352*** (-6.63)	0.157 (1.25)	-3.121*** (-6.97)
<i>ind</i>		-0.237*** (-3.20)				
<i>gti</i>				-0.083* (-1.82)		
<i>pri</i>						-0.073 (-0.47)
<i>fdi</i>	1.510*** (2.61)	-2.355** (-1.95)	-2.427** (-2.17)	-1.981* (1.68)	0.012 (0.04)	-2.591** (-2.30)
<i>hc</i>	-0.010 (-0.25)	0.003 (0.05)	0.033 (0.43)	-0.011 (-0.13)	-0.015 (-0.66)	0.048 (0.60)
<i>urb</i>	-1.620*** (-8.89)	-0.290 (-0.88)	1.596*** (4.49)	0.891** (2.41)	-0.099 (-1.01)	1.086*** (3.08)
<i>tra</i>	0.028 (0.46)	-0.117 (-0.97)	0.531*** (4.46)	-0.247* (-1.95)	0.037 (1.07)	-0.245** (-1.98)
<i>gdp</i>	-0.094*** (-3.28)	0.144** (2.37)	0.002 (0.04)	0.126** (2.20)	-0.009 (-0.61)	0.193*** (3.50)
<i>seo</i>	0.516*** (6.92)	0.744*** (6.57)	-0.063 (-0.43)	0.738*** (4.56)	0.001 (0.11)	0.068** (2.11)
<i>inv</i>	-0.318*** (-9.77)	-0.096 (-1.38)	0.401*** (6.24)	-0.006 (-0.08)	-0.000 (-0.41)	-0.071* (-1.95)
<i>c</i>	1.038** (2.14)	-0.416 (-1.15)	1.584 (1.41)	-1.183 (-0.94)	-0.001 (-0.09)	2.399*** (3.38)
个体效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj- R^2	0.762	0.701	0.975	0.899	0.803	0.720

言,在保持其他因素不变情形下,绿色金融水平每增加1个单位,会使得地区碳排放水平间接降低0.453个单位($-0.237 \times 1.910 = -0.453$),总效应为直接效应与间接效应之和-3.746,可知间接“降碳”效应在总效应中占比为12.05%,直接效应与间接效应之比约为7:1;②模型3和模型4是以绿色技术创新为中介变量的估计情况。结果显示,模型3中绿色金融对绿色技术创新具有显著的促进作用,模型4中绿色技术创新对碳排放则产生了负面影响,即绿色金融可以通过驱动绿色技术创新来抑制碳排放。具体而言,在控制其他因素的情形下,绿色金融对绿色技术创新的影响系数为2.228,绿色技术创新对碳排放的影响系数为-0.083,这意味着在保持其他因素不变情形下,绿色金融水平每增加1个单位,会导致碳排放水平间接下降0.185个单位($2.228 \times$

$(-0.083) = -0.185$),间接效应在总效应中占比为5.23%;③模型5和模型6是以社会投资为中介变量的估计情况。结果表明,绿色金融对诱发社会投资具有一定的积极影响,但中介效果并不明显,路径尚未畅通。总体看来,绿色金融可通过加速产业升级、驱动绿色技术创新等渠道来间接抑制碳排放,在一定程度上验证了H2成立;但间接效应尚未得到有效释放,表明绿色金融发展的政策组合“叠加效应”尚未得到显现,意味着政府应进一步在优化制度引领和加强顶层设计上下功夫,从而尽可能发挥绿色金融助力碳减排的资本聚集和放大效应。进一步对比发现,绿色金融的直接碳减排效应明显大于间接效应,但碳减排过程中绿色金融的间接溢出机制亦不能忽视,否则将会导致绿色金融发展的“降碳”红利被低估。

4.4 绿色金融影响碳减排的非线性机制分析

为进一步揭示绿色金融发展与地区碳减排之间的异质非线性关联,采用固定效应的面板分位数回归方法进一步作估计。参照沈秋彤等^[41]的五段划分法,依次选取0.15、0.25、0.50、0.75和0.95等5个具有代表性的分位点进行回归,以揭示不同碳排放水平条件下绿色金融对碳减排的冲击是否存在异质演化规律,具体估计结果见表6。

由表6的基准模型估计结果可知,在碳排放的15%、25%、50%和75%分位点水平上,绿色金融的估计系数均为负且通过了1%的显著性水平检验,表明上述情形下绿色金融发展显著有利于碳减排;但在95%分位点水平上,绿色金融对碳排放的抑制效应则开始变得不明显。基于不同分位点的估计结果发现,绿色金融的估计系数均为负且浮动较大,即随着碳排放分位点水平的持续提高,绿色金融估计系数的绝对值水平在不断下降;且95%分位点估计系数的绝对值远低于15%分位点估计系数的绝对值,这表明随着碳排放水平的提升,绿色金融对碳排放的抑制作用在持续减弱。也就是说,随着地区碳排放水平的持续降低,绿色金融对碳减排的促进效应存在正向且边际效率递增的非线性影

响,但这种“降碳”效应具有“度”的限制,只有碳排放水平降低到一定程度时,绿色金融发展的“降碳”红利才会得到充分释放,验证了H3成立。这也意味着,绿色金融快速发展将能为企业提供更多、更持久和低成本的环保资本,使其能更加便捷快速地开展“降碳”活动,从而有利于加速“双碳”目标实现。具体而言,在控制了外商直接投资、城市化水平和贸易开放度等因素的情况下,对于碳排放水平比较高的地区,绿色金融的“降碳”边际贡献比较低,此时绿色金融发展并不能带来理想的碳减排效果。对于碳排放水平比较低的地区,绿色金融具有明显的碳减排“比较优势”,此时借助绿色金融工具将能获取更明显的“降碳”红利。充分表明,科学处理绿色金融与碳排放的动态演化逻辑,应充分注重绿色金融赋能碳减排的阶段性结构演化特征,即应实现绿色金融策略与碳排放的动态协调发展,尤其是碳排放水平较低地区应率先开展绿色金融试点工作,积极加速发挥绿色金融“降碳”的比较优势,以切实为国家“双碳”战略提供助力。同时,进一步改变研究时段,将研究期调整为2006—2019年估计发现,绿色金融估计系数的变动趋势与基准模型是一致的,佐证了H3的结论是稳健的。另外,控制变

表6 面板分位数估计结果

Table 6 Panel quantile estimation results

变量	基准模型估计					稳健性估计				
	15%	25%	50%	75%	95%	15%	25%	50%	75%	95%
<i>gfi</i>	-4.768*** (-3.88)	-4.135*** (-4.23)	-2.783*** (-4.47)	-1.805*** (-2.63)	-0.436 (-0.37)	-2.651** (-2.06)	-2.372** (-2.32)	-1.862*** (-3.02)	-1.366** (-2.54)	-0.748 (-0.77)
<i>fdi</i>	-5.420** (-2.06)	-4.638** (-2.21)	-2.966** (-2.24)	-1.757 (-1.19)	-0.066 (-0.03)	-2.971 (-0.84)	-3.089 (-1.10)	-3.304* (-1.96)	-3.514** (-2.40)	-3.775 (-1.42)
<i>hc</i>	0.342** (2.38)	0.300*** (2.63)	0.210*** (2.91)	0.144* (1.80)	0.053 (0.39)	0.094 (0.74)	0.078 (0.77)	0.048 (0.79)	0.019 (0.37)	-0.016 (-0.17)
<i>urb</i>	0.369 (0.42)	0.475 (0.67)	0.698 (1.57)	0.860* (1.73)	1.086 (1.30)	-0.893 (-0.51)	-0.595 (-0.43)	-0.051 (-0.06)	0.478 (0.66)	1.137 (0.86)
<i>tra</i>	-0.008 (-0.03)	-0.019 (-0.08)	-0.042 (-0.27)	-0.059 (-0.34)	-0.082 (-0.28)	0.064 (0.23)	0.014 (0.06)	-0.076 (-0.57)	-0.164 (-1.41)	-0.274 (-1.30)
<i>gdp</i>	0.562*** (4.80)	0.548*** (5.89)	0.518*** (8.87)	0.497*** (7.61)	0.467*** (4.26)	0.059 (0.62)	0.058 (0.76)	0.054 (1.20)	0.051 (1.29)	0.047 (0.65)
<i>seo</i>	0.094 (1.01)	0.085 (1.15)	0.065 (1.41)	0.051 (0.99)	0.031 (0.36)	0.319 (1.24)	0.325 (1.59)	0.335*** (2.74)	0.345*** (3.24)	0.358* (1.85)
<i>inv</i>	-0.114 (-1.09)	-0.101 (-1.21)	-0.072 (-1.37)	-0.051 (-0.87)	-0.021 (-0.22)	0.135 (0.74)	0.111 (0.77)	0.067 (0.77)	0.024 (0.32)	-0.029 (-0.21)

注:括号内数字为z值。

2023年4月

量估计结果与上文线性模型基本一致,表明本文的研究结论是可信的。

5 结论与政策建议

5.1 结论

“双碳”目标是未来40年内中国经济高质量发展需长期面临的重大现实挑战,如何有效抑制或减少碳排放将直接关乎政府“双碳”战略实施成效。本文以绿色金融这一气候投融资工具为切入点,探索通过绿色金融试点及普及助力“双碳”目标实现的可行性。基于中国2001—2019年30省份面板数据实证发现:

(1)绿色金融可以显著减少碳排放,这一结论在多重稳健性情景下依然成立,意味着绿色金融完全可成为政府实现“双碳”目标的新动能。

(2)绿色金融不仅能为碳减排提供直接助力,还能通过加速产业升级、驱动绿色技术创新等渠道来间接抑制碳排放,但绿色金融赋能的间接效应尚远低于直接效应,现阶段引导社会投资来释放“降碳”红利的路径尚未显现。

(3)绿色金融与碳减排之间并非简单的线性关联,随着碳排放水平的持续降低,绿色金融的碳减排效果会持续增强,这意味着绿色金融的“降碳”效果存在明显的阶段性“结构突变”特征。

本文证明了绿色金融是未来国家实现“双碳”目标的必然选择,并从“降碳”角度印证了生态环境部、国家发改委等九部委拟开展气候投融资试点工作的必要性和可行性,在拓展绿色金融与碳减排研究逻辑的同时,也为绿色金融政策更好地融入“双碳”战略实践提供了现实依据。

5.2 政策建议

本文研究蕴含的政策涵义在于:

(1)政府应着手建立与“双碳”目标相匹配的绿色金融投融资体系。一方面,应积极推动绿色金融试点工作,加大政府和金融机构对绿色金融发展的支持力度,通过碳补贴、碳减税和设立绿色金融试验区等手段引导更多社会资本参与,充分激发资本市场对绿色金融资源的配置功能,为实现“双碳”目标提供可靠的资本保障;另一方面,要不断加大绿色金融工具创新,丰富绿色金融产品和业务种类,积极发展绿色信贷、绿色基金、绿色债券、绿色租赁

和绿色保险及其复合业务,构建多元化、多层次、长周期的绿色金融支撑体系,从而切实为打赢“双碳”目标攻坚战提供多维助力。

(2)高效的绿色金融赋能策略不应是“孤立的”“片面的”,离不开牢固的外部桥梁作为支撑。绿色金融对碳减排中间机制的存在,表明倘若忽视绿色技术创新和产业升级等中间因素的嫁接作用,可能会造成绿色金融政策实施的“降碳”红利损失。现阶段尤要注意绿色金融发展与产业升级政策的有机结合,积极培育绿色产业发展和加快传统产业转型,尽可能激发绿色金融助力碳减排的产业升级“催化”效果。同时,促进绿色技术创新路径亦不容忽视,应积极引导绿色金融流入绿色技术、高新技术等清洁领域中,积极为绿色金融助力“双碳”目标实现搭建可靠的绿色技术创新桥梁,切实发挥多维政策叠加的复合“降碳”效应。特别是,应重点加强顶层设计和制度引领,为有效诱发社会投资流入绿色金融领域提供良好的“降碳”土壤。

(3)绿色金融支持策略应具有动态性、差异性和延续性。“双碳”进程中的绿色金融支持需要分阶段、分区域、动态化和有针对性进行,可重点扩大在低碳地区实施绿色金融试点,优先侧重为该类地区提供绿色金融服务和政策创新,积极引导绿色金融资源优先流向资金需求较大的绿色项目、设备和技术,持续提高绿色金融政策赋能碳减排的“靶向性”。碳排放水平较高地区多为经济发展较落后的中西部地区,地方政府应积极搭建绿色金融大数据平台,逐步强化对绿色金融资本的监管、评估和激励机制,杜绝企业因资本短缺而将绿色金融用于别处,避免“洗绿”事件发生的同时尽可能吸引社会资本流入,从而妥善解决好绿色金融资源短缺与碳减排压力之间的矛盾。

参考文献(References):

- [1] 林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 56-71. [Lin B Q. China's high-quality economic growth in the process of carbon neutrality[J]. Economic Research Journal, 2022, 57(1): 56-71.]
- [2] 刘燕华, 李宇航, 王文涛. 中国实现“双碳”目标的挑战、机遇与行动[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(9): 1-5. [Liu Y H, Li Y H, Wang W T. Challenges, opportunities and actions for China

- to achieve the targets of carbon peak and carbon neutrality[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(9): 1-5.]
- [3] Shahbaz M, Muhammad A N, Roubaud D. Environmental degradation in France: The effects of FDI, financial development, and energy innovations[J]. Energy Economics, 2018, 74: 843-857.
- [4] Muzzammil H, Wang W, Wang Y W. Natural resources, consumer prices and financial development in China: Measures to control carbon emissions and ecological footprints[J]. Resources Policy, 2022, DOI: 10.1016/J.resourpol.2022.102880.
- [5] 朱东波, 任力, 刘玉. 中国金融包容性发展、经济增长与碳排放[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(2): 66-76. [Zhu D B, Ren L, Liu Y. Financial inclusive development, economic growth and carbon emissions in China[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(2): 66-76.]
- [6] 何运信, 许婷, 钟立新. 金融发展对二氧化碳排放的影响效应及作用路径[J]. 经济社会体制比较, 2020, (2): 1-10. [He Y X, Xu T, Zhong L X. How does financial development affect carbon-dioxide emissions in China?[J]. Comparative Economic & Social Systems, 2020, (2): 1-10.]
- [7] Salahuddin M, Gow J, Ozturk I. Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in gulf cooperation council countries robust?[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2015, 51: 317-326.
- [8] Umme H, Cao X B, Ahsan A. Do green technology innovations, financial development, and renewable energy use help to curb carbon emissions?[J]. Renewable Energy, 2022, 193: 1082-1093.
- [9] Huang Y M, Xue L, Khan Z. What abates carbon emissions in China: Examining the impact of renewable energy and green investment[J]. Sustainable Development, 2021, DOI: 10.1002/sd.2177.
- [10] 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. [Yan C L, Li T, Lan W. Financial development, innovation and carbon emission[J]. Journal of Financial Research, 2016, (1): 14-30.]
- [11] 周莹莹, 李楠. 我国省域金融发展对工业行业碳减排的面板门槛效应[J]. 求索, 2016, (12): 104-109. [Zhou Y Y, Li N. The panel threshold effect of China's provincial financial development on carbon emission reduction in the industrial industry[J]. Seeker, 2016, (12): 104-109.]
- [12] 邵汉华, 刘耀彬. 金融发展与碳排放的非线性关系研究: 基于面板平滑转换模型的实证检验[J]. 软科学, 2017, 31(5): 80-84. [Shao H H, Liu Y B. The nonlinear relationship between financial development and carbon emission: Based on panel smooth transition regression model[J]. Soft Science, 2017, 31(5): 80-84.]
- [13] Tian Y, Li L X. Will COVID-19 affect China's peak CO₂ emissions in 2030? An analysis based on the systems dynamics model of green finance[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, DOI: 10.1016/J.JCLEPRO.2022.131777.
- [14] Arshian S, Najia S, Dong K Y, et al. Nexus between green technology innovation, green financing, and CO₂ emissions in the G7 countries: The moderating role of social globalisation[J]. Sustainable Development, 2022, 30(6): 1934-1946.
- [15] Wan Q L, Qian J, Araz B, et al. Green finance and carbon reduction: Implications for green recovery[J]. Economic Analysis and Policy, 2022, 76: 901-913.
- [16] 江红莉, 王为东, 王露, 等. 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. [Jiang H L, Wang W D, Wang L, et al. The effects of the carbon emission reduction of China's green finance: An analysis based on green credit and green venture investment[J]. Finance Forum, 2020, 25(11): 39-48.]
- [17] 高原, 申珍珍. 绿色金融改革政策的碳减排效应[J]. 中国环境科学, 2022, 42(10): 4849-4859. [Gao Y, Shen Z Z. The role of green finance reform policy in carbon reduction[J]. China Environmental Science, 2022, 42(10): 4849-4859.]
- [18] Wan Y Y, Sheng N. Clarifying the relationship among green investment, clean energy consumption, carbon emissions, and economic growth: A provincial panel analysis of China[J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2021, 29(6): 9038-9052.
- [19] 尤志婷, 彭志浩, 黎鹏. 绿色金融发展对区域碳排放影响研究: 以绿色信贷、绿色产业投资、绿色债券为例[J]. 金融理论与实践, 2022, (2): 69-77. [You Z T, Peng Z H, Li P. Research on the impact of green finance development on regional carbon emission: Take green credit, green industrial investment and green bonds for example[J]. Financial Theory & Practice, 2022, (2): 69-77.]
- [20] 曹廷求, 张翠燕, 杨雪. 绿色信贷政策的绿色效果及影响机制: 基于中国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 金融论坛, 2021, 26(5): 7-17. [Cao T Q, Zhang C Y, Yang X. Green effect and influence mechanism of green credit policy: Based on the evidences of green patent data of Chinese listed companies[J]. Finance Forum, 2021, 26(5): 7-17.]
- [21] 王遥, 潘冬阳, 张笑. 绿色金融对中国经济发展的贡献研究[J]. 经济社会体制比较, 2016, (6): 33-42. [Wang Y, Pan D Y, Zhang X. Research on green finance's contribution to China's economic development[J]. Comparative Economic & Social Systems, 2016, (6): 33-42.]
- [22] 金佳宇, 韩立岩. 国际绿色债券的发展趋势与风险特征[J]. 国际金融研究, 2016, (11): 36-44. [Jin J Y, Han L Y. The development trend and risk characteristics of the international green bonds [J]. Studies of International Finance, 2016, (11): 36-44.]
- [23] Wang Y L, Lei X D, Long R Y. Green credit, financial constraint, and capital investment: Evidence from China's energy-intensive enterprises[J]. Environmental Management, 2020, 66: 1059-1071.

2023年4月

- [24] 苏冬蔚, 连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. 金融研究, 2018, (12): 123–137. [Su D W, Lian L L. Does green credit policy affect corporate financing and investment? Evidence from publicly listed firms in pollution-intensive industries [J]. Journal of Financial Research, 2018, (12): 123–137.]
- [25] Zhang S L, Wu Z H, Wang Y, et al. Fostering green development with green finance: An empirical study on the environmental effect of green credit policy in China[J]. Journal of Environmental Management, 2021, DOI: 10.1016/j.jenvman.2021.113159.
- [26] Xu A T, Zhu Y H, Wang W P. Micro green technology innovation effects of green finance pilot policy: From the perspectives of action points and green value[J]. Journal of Business Research, 2023, DOI: 10.1016/j.jbusres.2023.113724.
- [27] Wang K. Green finance evaluation based on neural network model [J]. Computational Intelligence and Neuroscience, 2022, DOI: 10.1155/2022/4803072.
- [28] 金英君, 刘晓峰, 王义源. 政府调控碳排放路径研究: 基于金融效率的视角[J]. 中国软科学, 2021, (5): 135–144. [Jin Y J, Liu X F, Wang Y Y. Government research on the path to regulating carbon emissions: Based on a financial efficiency perspective[J]. China Soft Science, 2021, (5): 135–144.]
- [29] 余壮雄, 陈婕, 董洁妙. 通往低碳经济之路: 产业规划的视角[J]. 经济研究, 2020, 55(5): 116–132. [Yu Z X, Chen J, Dong J M. The road to a low-carbon economy: The perspective of industrial plans[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(5): 116–132.]
- [30] Koenker R. Quantile regression for longitudinal data[J]. Journal of Multivariate Analysis, 2004, 91(1): 74–89.
- [31] 文书洋, 张琳, 刘锡良. 我们为什么需要绿色金融? 从全球经验事实到基于经济增长框架的理论解释[J]. 金融研究, 2021, (12): 20–37. [Wen S Y, Zhang L, Liu X L. Why do we need green finance? Global empirical facts and theoretical explanations in an economic growth framework[J]. Journal of Financial Research, 2021, (12): 20–37.]
- [32] 刘莎, 刘明. 绿色金融、经济增长与环境变化: 西北地区环境指数实现“巴黎承诺”有无可能? [J]. 当代经济科学, 2020, 42(1): 71–84. [Liu S, Liu M. Green finance, economic growth and environmental change: Is it possible for the environmental index in the northwest to fulfill the “Paris Agreement”? [J]. Modern Economic Science, 2020, 42(1): 71–84.]
- [33] 于智涵, 方丹, 杨谨. 资源型经济转型试验区政策对碳排放的影响评估: 以山西省为例[J]. 资源科学, 2021, 43(6): 1178–1192. [Yu Z H, Fang D, Yang J. Impact of the “National Comprehensive Reform Zone for Resource-Based Economy” policy on carbon emissions: A case study of Shanxi Province[J]. Resources Science, 2021, 43(6): 1178–1192.]
- [34] 周新苗, 刘慧宏, 唐绍祥, 等. 不同驱动机制下绿色金融发展的宏观经济效应研究[J]. 中国软科学, 2021, (12): 31–42. [Zhou X M, Liu H H, Tang S X, et al. Research on the macroeconomic effects of green financial development under different driving mechanisms[J]. China Soft Science, 2021, (12): 31–42.]
- [35] 吴成颂, 昂昊. 中国绿色金融效率时空分异及其提升路径[J]. 资源科学, 2022, 44(12): 2456–2469. [Wu C S, Ang H. Spatiotemporal variations in the efficiency of green finance in China and its enhancement paths[J]. Resources Science, 2022, 44(12): 2456–2469.]
- [36] Lundgren T, Zhou W C. Firm performance and the role of environmental management[J]. Journal of Environmental Management, 2017, 203: 330–341.
- [37] 史代敏, 施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展: 机理、特征与实证研究[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 31–48. [Shi D M, Shi X Y. Green finance and high-quality economic development: Mechanism, characteristics and empirical study[J]. Statistical Research, 2022, 39(1): 31–48.]
- [38] 朱学红, 彭婷, 湛金字. 战略性关键金属贸易网络特征及其对产业结构升级的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(8): 1489–1503. [Zhu X H, Peng T, Chen J Y. Impact of strategic and critical metals trade network characteristics on the upgrading of industrial structures[J]. Resources Science, 2020, 42(8): 1489–1503.]
- [39] 占华, 后梦婷, 檀菲菲. 智能化发展对中国企业绿色创新的影响: 基于新能源产业上市公司的证据[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 984–993. [Zhan H, Hou M T, Tan F F. Influence of intelligentization on enterprise green innovation: Evidence from listed companies of new energy industry in China[J]. Resources Science, 2022, 44(5): 984–993.]
- [40] Heutel G. Crowding out and crowding in of private donations and government grants[J]. Public Finance Review, 2014, 42(2): 143–175.
- [41] 沈秋彤, 赵德起. 中国农村集体经济高质量发展区域差异研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(2): 43–63. [Shen Q T, Zhao D Q. Research on regional differences of high-quality development level of China’s rural collective economy[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2022, 39(2): 43–63.]

The carbon emission reduction effect of green finance development

HAN Xianfeng¹, XIAO Jian¹, DONG Mingfang²

(1. Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650093, China;

2. School of Management, Xi'an University of Architecture and Technology, Xi'an 710055, China)

Abstract: [Objective] How to effectively release the “carbon reduction dividend” of green finance development is a major choice for China to implement the “dual carbon” strategy under the new development pattern. [Methods] On the basis of systematically explaining the three-dimensional mechanism of green finance assisting carbon emission reduction, an empirical study was conducted by using panel mediation effect, quantile, and other methods and provincial panel data. [Results] The study found that: (1) The rapid development of green finance has significantly inhibited China's carbon emissions and can become a new momentum for China to accelerate the achievement of the “dual carbon” goals, and this result still holds after a series of robustness tests. (2) Green finance not only can provide direct impetus for carbon reduction, but also have a positive impact indirectly on carbon emission reduction by accelerating industrial upgrading and driving green technological innovation. However, the direct carbon reduction effect of the development of green finance at this stage far exceeds the indirect effect. (3) Actively guiding private capital to effectively contribute to carbon emission reduction is the key link of green financial policy, but at the present, the path has not been smooth and the effect of carbon reduction is extremely limited, which indicates that the government should further optimize the top-level design and strengthen the guidance of the system. (4) The actual impact of green finance on carbon emission reduction is not invariable, but has obvious phased “structural transformation” characteristics, that is, with the continuous reduction of carbon emission level, the carbon reduction effect of green finance development will be enhanced gradually, and the carbon emission reduction effect of green finance development will be more obvious under the low-level carbon emission situation. [Conclusion] This study confirmed the effectiveness and necessity of providing green financial support in the process of achieving the “dual carbon” goals, and also found that phased, focused, and dynamic green financial strategy is more conducive to playing the leading and driving role of carbon reduction. The above findings have certain reference value for the future implementation and optimization of the “dual carbon” goals related policies in the country.

Key words: green finance; carbon emission reduction; mediation effect; dynamic influence; new momentum; China