

DOI: 10. 3969/j. issn. 1674-8131. 2022. 05. 004

绿色金融赋能碳中和的传导机制与空间效应

田嘉莉^{a, b},黄文艳^a,彭甲超^{a, b*},付书科^{a, b}

(武汉工程大学 a. 法商学院, b. 资源环境与经济高质量发展研究中心, 湖北 武汉 430205)

摘 要:"双碳"目标为绿色发展提出了更高要求,绿色金融则在推动经济绿色转型、实现"双碳"目标的过程中发挥着重大作用。然而,现有实证研究主要针对绿色金融对碳达峰的影响(碳减排效应),鲜见从碳减排和碳移除两个维度探究绿色金融赋能碳中和的经验分析,且缺乏对相应空间效应的检验。

本文认为,绿色金融会引导社会资金流向有利于绿色发展的生产活动,促使更多资源被配置在污染治理和环境保护领域中,这将减少单位产出的碳排放量并增强地区碳移除能力,进而推动实现碳中和。具体来讲,绿色金融的发展,有利于经济活动中节能减排投入的增加和能源消费结构的清洁化,进而从碳减排维度赋能碳中和;有利于通过绿色农业和林业开发提升陆域碳汇能力,进而从碳移除维度赋能碳中和;有利于促进绿色技术创新和应用、推动产业结构及外资结构低碳化和生态化转变,进而从碳减排和碳移除两个维度赋能碳中和。同时,在绿色金融发展、碳排放和碳移除的空间溢出作用下,绿色金融赋能碳中和具有空间溢出效应。运用动态 SDM 模型对 2010—2020 年中国 30 个样本地区的分析发现:绿色金融发展水平和碳赤字水平均具有显著的空间自相关性;地区绿色金融发展水平的提高,有利于本地碳减排和碳移除进而降低本地的碳赤字水平,同时也有利于降低相邻地区的碳排放和碳赤字水平;总体上看,绿色金融赋能碳中和的直接效应大于间接效应,短期效应大于长期效应;此外,节能环保支出增加、能源消费结构清洁化以及产业结构升级等可以抑制碳排放量的增加,森林覆盖率提高可以促进碳移除能力提升,绿色技术创新和应用则可以同时促进碳减排和碳移除。

相比现有文献,本文主要进行了如下拓展和深化:一是在理论上较为系统地探讨了绿色金融赋能碳中和的传导机制,二是将碳赤字、碳减排和碳移除纳入同一分析框架检验了绿色金融发展对碳中和的促进作用及其空间溢出效应。

本文研究表明,绿色金融发展不仅会助力本地碳中和的实现,还会对相邻地区产生积极的空间溢出效应。应进一步挖掘和提升绿色金融发展的积极效应,强化其对资金流向的引导作用,并加强绿色监管,着力解决绿色技术创新投入不足、绿色资源错配等问题,尤其应重视和避免"漂绿"现象带来的负面影响。

关键词:绿色金融;碳中和;碳赤字;碳减排;碳移除;碳汇;"漂绿"行为

中图分类号:F205;F832.1 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2022)05-0044-19

^{*} 收稿日期:2022-07-15;修回日期:2022-09-20

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(18YJCZH029);湖北省社会科学基金一般项目(HBSK2022YB339、 HBSK2022YB336);武汉市曙光计划青年人才项目(2022010801020365);武汉工程大学科学基金项目 (K2021064、K202248)

本文为"第二届中国高质量发展西部论坛暨高品质学术期刊建设学术研讨会"征文

作者简介:田嘉莉(1990),女,湖北武汉人;讲师,博士,硕士生导师,主要从事资源环境经济、财政理论与政策研究; E-mail:tjl@ wit. edu. cn。黄文艳(1994),女,河南太康人;硕士研究生,主要从事绿色金融研究; E-mail: 1406715258@ qq. com。彭甲超(1991),通信作者,男,湖北丹江口人;讲师,博士,硕士生导师,主要从事 能源企业资源管理、效率分析研究; Email:jiachao. peng@ wit. edu. cn。付书科(1984),男,湖南武冈人;教 授,博士,硕士生导师,主要从事绿色金融、资源环境经济研究; E-mail:sk@ wit. edu. cn。

一、引言

"高投入、高消耗、高污染、低效益"的传统粗放型经济发展模式带来的环境污染和气候变化对人类可持续发展造成了严重威胁,转向绿色低碳发展成为必然。2020年9月,中国在第七十五届联合国大会上向世界郑重承诺,力争在2030年前实现碳达峰,在2060年前实现碳中和,彰显出应对全球气候变化的负责任的大国担当。金融在现代市场经济体系中占据核心地位,绿色发展需要绿色金融的支持和保障。绿色金融为绿色生产、绿色消费提供金融服务,能够引导生产资源流向绿色低碳领域,促进传统产业生态化转型和新型绿色生态产业发展(张中祥,2021)[1]。党的十八大以来,各地深入贯彻新发展理念,积极推进绿色发展,绿色金融也随之兴起。在碳减排方面,截至2022年7月,我国累计发放碳减排支持工具1827亿元,支持银行发放碳减排贷款3045亿元,带动减少碳排放达6000万吨(中国经济网,2022)[2]。

2016 年由中国人民银行、财政部等七部委联合发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发[2016]228 号)对绿色金融的定义是:"为支持环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用的经济活动,即对环保、节能、清洁能源、绿色交通、绿色建筑等领域的项目投融资、项目运营、风险管理等所提供的金融服务。"绿色金融体系则是指"通过绿色信贷、绿色债券、绿色股票指数和相关产品、绿色发展基金、绿色保险、碳金融等金融工具和相关政策支持经济向绿色化转型的制度安排"。由此可见,绿色金融的发展不仅可以推动生产生活方式的低碳化,也有利于碳汇的增加,进而从促进碳减排和碳移除两个方面赋能碳中和。

绿色金融的高质量发展对于加快实现"双碳"目标具有重要意义。"双碳"目标提出后,关于绿色金融与"双碳"目标的研究日益丰富。由于中国当前还处于碳排放总量增长的时期,需要首先实现"碳达峰"的目标,相关研究更多的是探讨绿色金融发展对碳减排的影响,尤其是在实证分析上主要检验绿色金融发展水平与碳排放量或碳排放强度之间的关系(陈向阳,2020;江红莉等,2020;杨林京等,2021;郭希宇,2022;范德成等,2022)^[3-7],而关于绿色金融发展影响碳移除的经验分析鲜有文献涉及。从长远来看,实现"碳中和"才能真正遏制气候恶化,而碳中和是指通过碳汇(利用植物吸收二氧化碳的功能等减少大气中的二氧化碳浓度)抵消生产生活过程中产生的二氧化碳排放,实现相对"零排放"(碳排放与碳移除相抵消),其取决于碳排放和碳移除两个方面。因此,不仅要努力实现碳减排,也需要不断增强碳汇(碳移除)能力。

目前,关于碳中和的研究主要聚焦于存在的关键难题与实现路径等方面。其中,相关文献对绿色金融发展影响碳中和的研究,大多集中于理论和政策层面,着重探讨影响机制、国际经验及地区实践等(徐政等,2021;刘世伟等2021;殷兴山,2022)^[8-10],而基于统计数据的实证分析较为缺乏。有鉴于此,本文在已有研究的基础上,着眼于绿色金融对碳排放和碳移除两方面的影响,探究绿色金融发展对碳中和的促进效应及其机制,并进行实证检验。同时,基于以下两方面的考虑,本文尝试进一步分析绿色金融赋能碳中和的传导机制和空间溢出效应:一方面,金融对经济社会发展的各个领域、各个层次、各个维度都会产生重要影响,绿色金融对碳中和的影响具有较为复杂的传导机制;另一方面,不同地区在绿色金融发展、碳排放、碳移除等方面存在相互影响。相比现有文献,本文的边际贡献主要在于:一是在理论上较为系统地分析了绿色金融赋能碳中和的传导机制和空间溢出效应,拓展和深化了绿色金融的环境改善效应研究;二是采用中国省级区域的相关数据,运用面板动态空间杜宾模型验证了绿色金融发展对碳中和以及碳减排、碳移除的促进作用及其空间溢出效应,为进一步促进地区绿色金融发展和加快实现碳中和提供了经验借鉴和政策启示。

二、理论框架与研究假说

1. 绿色金融赋能碳中和的机制

在现代市场经济体系中,金融是资源配置的重要手段,也是调节宏观经济的重要杠杆,成为沟通和协调整个社会经济活动的命脉和媒介,同时也服务于国家经济发展战略。绿色发展理念指导下的绿色金融必然服务于具体的绿色发展实践,将会引导社会资金流向有利于绿色发展的生产活动,进而促使更多资源被配置在污染治理和环境保护领域中,这将减少单位产出的碳排放量并加强地区的碳移除能力,进而推动实现碳中和。从近年来中国的发展实践来看,一方面,国家和各级政府日益重视环境保护,在不断增加环保投入的同时,也通过财政金融手段激励和促进低碳环保技术和产业的发展,尤其是持续推进的供给侧结构性改革和节能减排措施有效降低了整体的碳排放强度;另一方面,社会和公民的环保意识也不断增强,在积极倡导绿色消费、践行低碳生活的同时,也积极参与生态环境修复和改善,尤其是在植树造林方面取得了巨大成就,十年来森林面积增长了7.1%,达到2.27亿公顷,成为全球"增绿"的主力军(央视网,2022)[11],碳移除能力持续增强。在此过程中,绿色金融发挥了重要作用。

基于上述分析,本文提出研究假说 H1:绿色金融的发展有利于碳排放量的减少和碳移除量的增加,进而推动碳中和的实现。

金融最直接的作用就是对资金进行配置并对资金流向进行引导,绿色金融对碳中和的赋能源自其将更多资金引导和配置到低碳生产、低碳消费以及碳汇建设等领域。然而,在经济实践中,资金的使用及其效果还会受到很多其他因素的影响,从而绿色金融对碳排放和碳移除的影响会形成多条传导路径,并在这些路径的相互作用下产生最终的碳中和效应。本文基于相关研究的结论,选择受绿色金融发展直接影响并对碳中和具有重要影响的6个经济变量,进一步探究绿色金融赋能碳中和的传导机制:

- 一是增加节能减排投入。绿色金融支持和保障绿色发展,必然会带来全社会环保投入的增加。一方面,在政府的财政金融政策、产业发展政策等的引导下,财政对环保产业和项目的支持力度加大,资本市场上会有更多资金流向环保产业和项目;另一方面,企业的融资也会受到更强的环保条件约束,污染严重或不达标的企业难以获得资金支持和保障,这会倒逼企业加大污染治理投入。目前,碳排放主要来源于经济生产活动,而生产单位的节能减排也是环境保护的重点领域,因而在绿色金融支持下的节能减排投入增加将有效减少碳排放量,进而从碳减排维度赋能碳中和。
- 二是提升陆域碳汇能力。碳汇增加主要源于植被增加,新种植 5 000 亿棵树理论上可以储存 2 000 亿吨碳(Bastin et al,2019)^[12]。因此,扩大森林覆盖率是重要的碳移除途径,从而助力实现碳中和(姜霞等,2016;胡鞍钢,2021)^[13-14]。绿色金融的发展会引导更多资金流向绿色农业开发项目、绿色林业开发项目等,进而提升陆域碳汇能力。从国泰安数据库提供的主要银行绿色信贷资金流向表中可以看出,银行向绿色林业开发项目和绿色农业项目发放的贷款金额逐年攀升。绿色林业和农业开发项目通过科学培育优质健康森林以及合理调整优化树种、龄组及密度结构,能够显著增强森林固碳速率和碳汇能力,进而从碳移除维度赋能碳中和。
- 三是优化能源消费结构。传统化石能源消耗是碳排放的主要来源,清洁能源消费的增加有助于减少二氧化碳排放和二氧化硫排放(林美顺,2017)^[15]。当然,在不同发展阶段,能源消费结构转型对碳减排的作用可能存在差异(徐斌等,2019)^[16]。随着绿色发展理念的提出和贯彻,大力发展清洁能源、推动清洁能源替代传统能源成为新时代中国转变发展方式的重要方向之一,各地区也都在大力支持对清洁能源的开发利用。在绿色金融的助力下,水电、核电、风电等清洁能源的开发利用将显著降低经济增长对传统化石能源的依赖程度,从而有助于从碳减排维度赋能碳中和。

四是促进绿色技术进步。科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力。技术进步不仅是经济增长的根本驱动力,也是实现碳中和的核心动能。绿色低碳发展需要有先进的绿色低碳技术,离不开高质量的绿色低碳技术创新。无论是科研机构还是企业的技术创新往往都需要长期持续的大量资金投入,绿色金融倾向于支持和服务绿色低碳技术创新,能够更好地满足绿色低碳技术创新的融资需求,进而促进绿色低碳经济发展,减少碳排放(胡金焱等,2018)^[17]。同时,绿色金融也支持碳汇技术的创新和应用,从而增强碳移除能力。因此,绿色金融发展可以通过促进绿色技术进步从碳减排和碳移除两个维度赋能碳中和。

五是推动产业结构升级。绿色金融将更多资金引向环保产业、节能产业、低碳产业等,促进这些产业的更快发展,从而优化产业结构。产业结构优化对碳排放有明显的抑制作用,尤其是产业结构高级化的碳减排效果较为明显(张婷等,2022)^[18]。绿色金融一方面支持绿色产业和企业的成长和发展,另一方面强化对高能耗高污染产业和企业的融资约束(龙云安等,2018)^[19],并倡导和服务绿色消费和低碳生活,促使产业结构和消费结构向低碳化方向转变,从而显著降低生产和消费活动的碳排放量。同时,绿色金融也为环境修复和改善项目提供资金支持和保障,助力"增绿"等碳汇能力建设。因此,绿色金融发展可以通过推动产业结构升级从碳减排和碳移除两个维度赋能碳中和。

六是引导外商投资流向。在开放条件下,外资对经济发展的促进作用不可忽视,同时也应减少和避免外资进入可能带来的负面影响。关于外资进入对东道国环境的影响,学术界存在两种对立的假说:"污染天堂"假说和"污染光环"假说。"污染天堂"假说认为,发达国家会将其污染产业向环保标准较低的发展中国家转移,因而 FDI 的流入会给发展中国家带来环境恶化(Ren et al,2013)^[20];"污染光环"假说则认为,FDI 可以通过技术溢出效应提高东道国的生产率水平,并有助于东道国的环境改善和碳排放下降(Long et al,2020)^[21]。绿色金融不仅会对国内的资金流动和配置产生影响,也会对外资流向产生影响。随着绿色金融发展水平的提高,国外高能耗高污染企业的进入门槛不断提高,并促使 FDI 更多地流入绿色环保领域以及碳汇项目,进而有利于减少环境污染和改善生态环境。因此,绿色金融发展可以通过引导外商投资流向从碳减排和碳移除两个维度赋能碳中和。

综上所述,绿色金融的发展有利于新发展理念的贯彻和经济发展方式的转变,能够通过资金配置的 杠杆作用增加全社会的节能减排投入和陆域碳汇能力,推动产业结构低碳化生态化升级和能源消费结 构清洁化转变,促进绿色技术进步,并引导外资流向绿色低碳领域,进而通过降低碳排放量和增加碳移 除量赋能碳中和(如图1所示)。

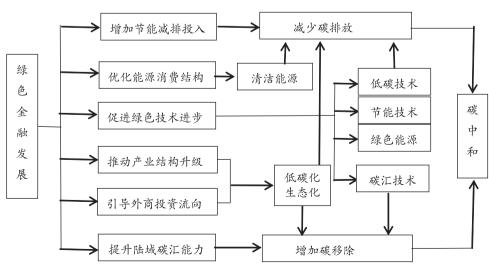


图 1 绿色金融赋能碳中和的传导机制示意图

基于上述分析,本文提出研究假说 H2:在绿色金融赋能碳中和的过程中,存在增加节能减排投入、提升陆域碳汇能力、优化能源消费结构、推动产业结构升级、促进绿色技术进步、引导外商投资流向等传导机制。

2. 绿色金融赋能碳中和的空间溢出效应

中国幅员辽阔,各地区之间的资源禀赋和发展水平存在显著差异,同时各地区之间也存在密切的经济联系和频繁的要素流动,地区间的相互影响和协同发展不容忽视,因而有必要进一步探究绿色金融赋能碳中和的空间溢出效应。

首先,地区间存在的竞争效应、示范效应及经济关联效应使得碳排放表现出显著的正向空间溢出效应(刘健强等,2021)^[22];其次,作为污染物的二氧化碳具有较强的空间流动特性,加上在污染治理和环境保护上也存在地区间的竞争、示范和联动,因而碳减排和碳移除也具有空间关联(武红,2015)^[23];最后,绿色金融的发展及其对地区经济发展的影响也具有空间溢出效应(郭希宇,2022;蔡强等,2022)^{[6][24]}。相关经验分析也证实,中国的地区金融发展及其经济效应存在广泛的空间联系。绿色金融具有显著的空间溢出效应,不仅有助于本地碳减排,还可以抑制邻近地区的碳排放(Chen et al,2021)^[25]。绿色金融的发展可以促进本地区的技术创新和产业结构升级,并通过金融服务和产业网络的延伸促进周边地区的投资增加、知识信息溢出以及专业化分工,进而影响周边地区的技术水平和产业结构(于斌斌,2017)^[26],技术进步和产业结构升级则有助于碳减排和碳移除。从技术创新方面来看,本地区资本、知识、技术的扩散会对周边地区技术创新产生促进作用,带动周边地区经济发展方式转型,进而降低碳排放强度(周四军等,2020)^[27]。从产业结构方面来看,本地区产业结构的优化升级不仅能够降低传统能源消耗,促进本地的碳减排,还会以产业链为组带带动周边地区的碳减排。此外,FDI不仅可以通过产业聚集、技术溢出和结构效应减少其所在城市的碳赤字,并会对周边地区的碳中和产生正向溢出(张俊彦等,2021)^[28]。由此可见,一个地区绿色金融的发展不仅可以促进本地的碳中和,还可以通过多种传导机制对周边地区或经济联系紧密地区的碳中和产生正向溢出效应。

基于上述分析,本文提出研究假说 H3:绿色金融赋能碳中和具有空间溢出效应,表现为本地绿色金融的发展也可以促进邻接地区的碳中和。

三、研究设计

1. 动态空间杜宾模型(Spatial Dubin Model, SDM)构建

本文采用动态空间杜宾模型(SDM)考察绿色金融对碳中和的影响及其空间溢出效应,基准模型如 公式(1)所示:

$$\ln CD_{ii} = \rho_0(W \ln CD_{ii}) + \beta_1 GF_{ii} + \rho_1(W GF_{ii}) + \beta_n \sum_i X_{ii} + \rho_n \sum_i W X_{ii} + \mu + \gamma + \varepsilon$$
(1)

进一步在公式(1)中纳入时空滞后项,得到动态空间杜宾模型以考察动态效应,如公式(2)和(3):

$$\ln CD_{ii} = \beta_0 \ln CD_{i,i-1} + \rho_0 (W \ln CD_{ii}) + \beta_1 GF_{ii} + \rho_1 (WGF_{ii}) + \beta_n \sum X_{ii} + \rho_n \sum (WX_{ii}) + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_i$$
(2)

$$\ln CD_{ii} = \rho'(W \ln CD_{i,i-1}) + \rho_0(W \ln CD_{ii}) + \beta_1 GF_{ii} + \rho_1(W GF_{ii}) + \beta_n \sum X_{ii} + \rho_n \sum (W X_{ii}) + \rho_n \sum (W$$

$$\mu + \gamma + \varepsilon$$
 (3)

其中, CD_{ii} 为 i 地区 t 时期的碳赤字水平, GF_{ii} 为 i 地区 t 时期的绿色金融发展指数, X_{ii} 为控制变量, μ 为个体固定效应, γ 为时间固定效应, ε 为随机干扰项; ρ 和 β 为模型估计系数,W 为空间权重矩阵, $WCD_{i,t-1}$ 为时空滞后项。本文的空间权重矩阵选择采用 Queen 型邻接矩阵,即:地区 i 与地区 j 边界相邻取值为 1,不相邻则取值为 0。

为了进一步考察绿色金融赋能碳中和的传导机制,本文借鉴邵帅(2010)的做法^[29],将模型(3)中的部分控制变量作为传导变量,构建动态面板空间杜宾模型如式(4)所示:

$$Z_{ii} = \rho'(WZ_{i,t-1}) + \rho_1(WZ_{ii}) + \beta_1 GF_{ii} + \rho_1(WGF_{ii}) + \beta_n \sum X_{ii} + \rho_n \sum WX_{ii} + \mu + \gamma + \varepsilon$$
 (4)

其中, Z_u 为传导变量, X_u 为控制变量(不包括 Z_u)。通过模型(3)可得到传导变量对被解释变量("碳赤字")的估计结果,通过模型(4)则可得到核心解释变量("绿色金融")对传导变量的估计结果,进而可以推断地区绿色金融的发展能否通过影响传导变量来对其碳赤字水平产生作用。

2. 变量选择与测度

被解释变量($\ln CD_u$)为"碳赤字",采用碳赤字水平的自然对数来测度。碳赤字(Carbon Deficit)的概念最初来源于碳预算,即如果某地区实际的碳排放超过了其碳移除能力(理论上会造成大气的二氧化碳浓度提高),则称为碳赤字(李伟等,2009)[30]。目前,相关研究常用碳赤字来反映碳中和的实现程度(Chen et al,2020;张俊彦等,2021)[31][28],但其测量标准并不统一。张俊彦等(2021)采用二氧化碳排放量与二氧化碳移除量的比值来衡量碳赤字[28],也有学者使用净二氧化碳排放量来衡量碳赤字(Yang et al,2019)[32]。根据碳赤字的定义,本文选用净二氧化碳排放量来计算碳赤字水平: $CD_u = CE_u - CS_u$ 。 CE_u 为碳排放量,采用每种能源消费量乘以相应的碳排放系数以及二氧化碳乘数因子加总之后得到(成支华等,2013)[33]; CS_u 为碳移除能力(目前相关研究中多数仅考虑森林碳汇,导致估计的碳移除量相对偏低),由于陆域生态系统碳汇是碳移除的主要贡献者,本文采用陆域碳汇量来计算碳移除能力,其中,农作物碳汇量和其他植被碳汇量的计算借鉴万伦来等(2020)的方法[34],土壤碳汇量的计算参考胡剑锋等(2021)的研究[35]①。当 36 00时为碳盈余(二氧化碳排放量小于二氧化碳移除能力),当 36 20时则存在碳赤字,其值越大则不能被移除的碳排放量越大。因此,本文用碳赤字水平作为碳中和的逆向指标进行实证分析,同时,为便于取对数运算,当碳赤字水平为负数时取值为 32 3。

核心解释变量(GF_{ii})为"绿色金融",采用绿色金融发展指数来衡量。根据《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发[2016]228号),绿色金融主要包含绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色投资等内容(刘华珂等,2021;陆鹏飞,2019)^[36-37],因此本文选取绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色投资4个维度中的6个指标构建绿色金融发展水平评价指标体系(见表1),进而计算样本地区的绿色金融发展指数。

① 农作物碳汇的计算公式为: $CCS_u = \varepsilon \times z \times \sum \frac{P_j(1-\omega_j)}{\sigma_j} \frac{44}{12}$, 其中, ε 为修正系数,z 为生物量和碳量的转化系数, P_j 为第 j 种作物的经济产量, ω_j 为第 j 种作物的含水率, σ_j 为经济系数(即第 j 种农作物经济产量与生物产量之比);其他植被碳汇的计算公式为: $OCS_u = \sum \left(s_i \times \sigma_i \times \frac{44}{12}\right)$,其中, s_i 为 i 植被面积(hm^2), σ_i 为 i 植被年均净初级生产力(NEP)($\operatorname{t/hm}^2$ · a);土壤碳汇的计算公式为: $SCS_u = (S_i \times AC_1 + S_j \times AC_2)$,其中, S_i 和 S_j 为土壤面积,N 表示使用氮肥量, AC_1 为黑龙江、吉林、辽宁东北三省一熟区的单位面积固碳速率($\operatorname{kg} \cdot \operatorname{hm}^{-2} \cdot \operatorname{a}^{-1}$), AC_2 为北方旱作两熟区、西北旱作两熟区和东南部水田两熟三熟区的单位面积固碳速率。农作物产量、森林面积、草地面积、湿地面积、绿地面积、土壤面积数据来源于《中国统计年鉴》,氮肥施用量数据来源于国家统计局。

② 从本文计算的结果来看,在样本期间只有青海表现为碳盈余(碳排放量小于碳移除能力)。

其中,绿色保险和绿色投资维度的指标选取和测度参考相关研究的常用做法,绿色信贷和绿色证券维度的指标在已有研究的基础上进行了优化。绿色信贷用非六大高耗能工业产业利息支出在工业产业利息中的占比和绿色信贷余额占各地区生产总值的比重来衡量,其中绿色信贷余额的数据缺乏,用地区金融机构贷款占全国金融机构贷款的比重来代替地区绿色信贷余额占全国绿色信贷余额的比重(尹子擘等,2021)^[38],再根据全国绿色信贷余额总量计算出各样本地区的绿色信贷余额。为消除数量级和量纲的不一致性,首先采用极差法对原始数据进行标准化处理,然后再采用熵值法计算出样本期间各样本地区的绿色金融发展指数。

一级指标	二级指标	指标定义	属性	数据来源
绿色信贷	非六大高耗能工业 利息占比 绿色信贷发展水平	非六大高耗能工业产业利息/工业 产业利息 绿色信贷余额/地区生产总值	+	《工业统计年鉴》 《银行业社会责任报告》
绿色证券	企业环保投资额占比	上市公司环保投资额/A 股总市值	+	国泰安数据库 东方财富网
绿色保险	农业保险规模占比 农业保险赔付率	农业保险收入/保险总收入 农业保险支出/保险总支出	+	《中国保险年鉴》
绿色投资	治污投资占比	环境治理污染投资额/GDP	+	国泰安数据库 《中国统计年鉴》

表 1 绿色金融发展指数的评价指标体系

本文的被解释变量为"碳赤字",其取决于碳排放量和碳移除量,因此根据前文的理论分析,并借鉴已有研究,选取影响地区碳排放和碳移除的若干主要变量作为控制变量:一是"节能环保支出",采用节能环保支出占财政支出的比重来衡量;二是"产业结构升级",采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量(张木林等,2021)^[39];三是"绿色技术创新",采用已授权绿色专利数占当年所有专利申请数的比例来衡量(齐绍洲等,2018)^[40];四是"森林覆盖率"采用森林面积与土地面积的比值来衡量(曾诗鸿等,2021)^[41];五是"外商直接投资",采用实际外商投资额与实际 GDP 的比值来衡量(余志伟等,2022)^[42];六是"能源消费结构",通常采用新能源消费量占总能源消费量的比重来测度(杜之利等,2021)^[43],由于缺乏地区新能源消费的数据,本文采用清洁能源发电量与总发电量的比值来衡量能源消费结构;七是"城镇化率",采用城镇人口占地区总人口的比值来衡量(曾胜等,2021)^[44]。

3. 数据来源与处理

考虑到数据的可得性与连续性,本文的研究样本为 2010—2020 年中国 30 个省区市(不包括港澳台地区和西藏自治区)的面板数据,对个别缺失的数据采用插值法补充。主要变量的数据来源及描述性统计如表 2 所示。从样本地区碳赤字水平的总体演变趋势来看(见图 2),由于还未实现"碳达峰",碳排放量仍处于上升期,而碳移除量整体变化不大,碳赤字水平呈现逐步上升的趋势;从碳赤字水平的变异系数来看(见图 3),各地区的碳赤字水平总体上呈收敛趋势。

 变量
 平均值标准误最小值最大值观测值
 原始数据来源

 ln CD 碳赤字
 18.44 3.66 0 20.63 330 见文中说明

表 2 主要变量的数据来源和描述性统计

续表

平均值	标准误 0.67	最小值	最大值	观测值	原始数据来源
19. 32	0. 67	15.05	-		
		17. 07	20.66	330	《中国能源统计年鉴》
17. 28	1. 08	14. 14	19. 11	330	《中国统计年鉴》,国家统计局
0. 20	0. 15	0.05	0.79	330	见表 1
出 0.03	0.01	0.01	0.07	330	《中国统计年鉴》
级 1.19	0.69	0.50	5. 30	330	《中国统计年鉴》
新 0.10	0. 10	0	0.83	330	中国研究数据服务平台(CNRDS)
0. 34	0. 18	0.04	0.67	330	《中国统计年鉴》
资 0.02	0.02	0.00	0. 22	330	《中国统计年鉴》
构 0.25	0. 24	0	0. 92	330	《中国能源统计年鉴》
0. 58	0. 12	0. 34	0. 90	330	《中国统计年鉴》
17	0. 20 在出 0. 03 年级 1. 19 日新 0. 10 区 0. 34 日子 0. 02	0. 20 0. 15 点出 0. 03 0. 01 字级 1. 19 0. 69 目新 0. 10 0. 10 基 0. 34 0. 18 计资 0. 02 0. 02 结构 0. 25 0. 24	0. 20 0. 15 0. 05 3出 0. 03 0. 01 0. 01 4級 1. 19 0. 69 0. 50 3新 0. 10 0. 10 0 4公 0. 34 0. 18 0. 04 4公 0. 02 0. 02 0. 00 5 0. 25 0. 24 0	0. 20 0. 15 0. 05 0. 79 3出 0. 01 0. 01 0. 07 4级 1. 19 0. 69 0. 50 5. 30 3新 0. 10 0. 10 0 0. 83 4 0. 34 0. 18 0. 04 0. 67 4资 0. 02 0. 02 0. 00 0. 22 5 0. 25 0. 24 0 0. 92	0. 20 0. 15 0. 05 0. 79 330 330 330 330 330 330 34 1. 19 0. 69 0. 50 5. 30 330 35 0. 10 0. 10 0 0. 83 330 35 0. 34 0. 18 0. 04 0. 67 330 35 0. 02 0. 02 0. 00 0. 22 330 36 0. 25 0. 24 0 0. 92 330

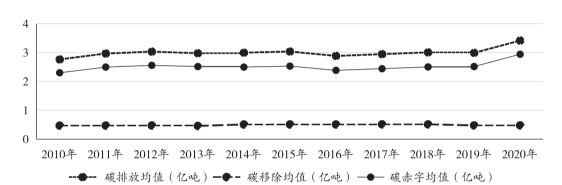


图 2 2010-2020 年样本地区碳赤字水平演变趋势

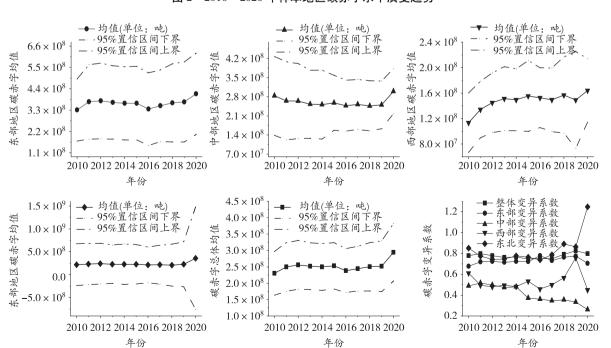
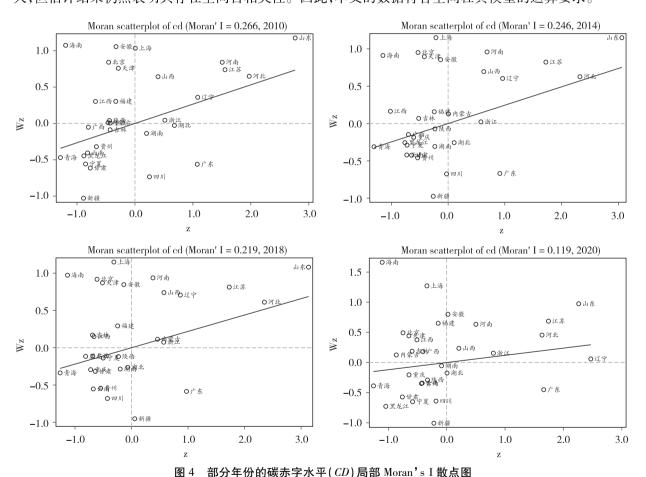


图 3 不同地区的碳赤字水平及其变异系数

四、实证检验结果分析

1. 碳赤字水平和绿色金融发展指数的空间相关性

运用空间计量模型分析的前提是变量存在空间自相关性。目前,通常采用莫兰指数检验变量的空间自相关性(Fischer et al,2010)^[45]。全局 Moran's I 检验结果显示,2010—2020 年碳赤字水平的全局 Moran's I 值均为正而且在 5%水平下均显著。从碳赤字水平的 Moran's I 散点图来看(以 2010 年、2014年、2018 年和 2020 年为例,见图 4,其他年份的 Moran's I 散点图呈现出相同特征),大部分地区处于第一、三象限,说明样本地区的碳赤字水平呈现出"高一高"(HH)和"低一低"(LL)的空间集聚状态,存在明显的空间自相关性。绿色金融发展指数的 Moran's I 值则存在明显的变化(见图 5),2010—2012 年为正,2014—2018 年逐渐变为负值,2020 年再次转为正值。尽管绿色金融发展指数的 Moran's I 值波动较大,但估计结果仍然表明其存在空间自相关性。因此,本文的数据符合空间杜宾模型的运算要求。



注:Z 表示解释变量的统计回归系数值,Wz 表示被解释变量的统计回归系数值,运用 Stata 17.0 绘制,图 5 同。

2. 动态空间杜宾模型检验结果

本文对空间计量模型的选择过程如下:首先,统计量 Wooldridge 检验结果为 977. 804,表明面板数据拒绝无滞后(no first-order)空间自相关假设,即应该采用动态空间计量模型。其次,"碳移除"变量通过了 LM 检验,"碳排放变量"未通过 LM error 检验,"碳赤字"变量未通过 LM lag 及 Robust LM lag 检验;继

续进行 LR 检验和 wald 检验,"碳赤字""碳排放""碳移除"均显著拒绝原假设,说明 SDM 模型不会退化为 SEM 模型或 SAR 模型。最后,参考尹迎港和常向东(2021)的方法^[46],对个体固定效应、时间固定效应以及双固定效应的拟合优度 R²(依次为 0.045 1、0.68 2、0.049 2)、sigma²(依次为 1.228、4.210、1.162)及各变量的系数等指标进行比较,发现时间固定效应模型的拟合效果最优。因此,本文选用时间固定效应的动态空间杜宾模型进行回归分析,基准模型的估计结果如表 3 所示。

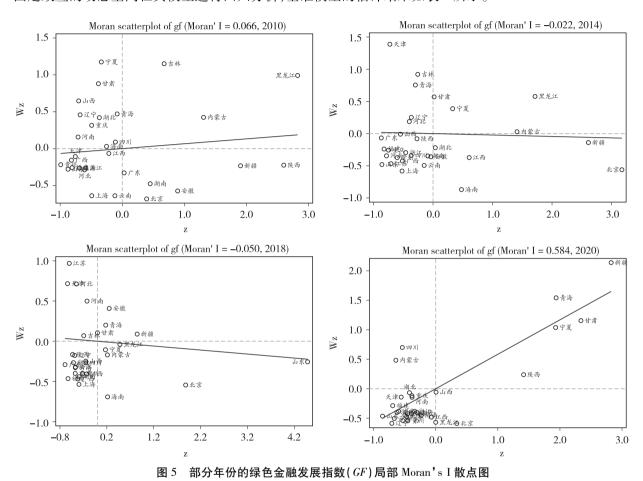


表 3 中(1)列(含时间滞后项的 SDM 模型)的估计结果显示:"碳赤字"时间滞后项(L. ln CD)的估计系数显著为正,表明前期的碳赤字水平与当期碳赤字水平显著正相关,即样本地区的碳赤字水平具有动态、连续的特征;"碳赤字"的自回归系数(Spatial rho)显著为正,表明碳赤字水平存在显著的空间溢出效应。(2)列(含时空滞后项的 SDM 模型)的估计结果显示:"碳赤字"时空滞后项(L. Wln CD)的估计系数显著为负,表明本地前期的碳赤字水平与相邻地区当期的碳赤字水平显著负相关,即碳赤字水平的空间溢出效应也具有动态、连续的特征,因而采用含时空滞后项的动态空间杜宾模型更为合适。

根据(2)(3)(4)列的估计结果,"绿色金融"对"碳赤字""碳排放""碳移除"的估计系数分别为负(在1%的水平下显著)、负(在5%的水平下显著)、正(在1%的水平下显著),表明地区绿色金融发展水平的提高对本地的碳排放和碳移除分别具有显著的抑制和促进作用,从而显著抑制了本地碳赤字水平的提高,即地区绿色金融的发展有利于本地碳中和的实现。同时,"W×绿色金融"对"碳赤字""碳排放""碳移除"的估计系数分别为负(在10%的水平下显著)、负(在1%的水平下显著)、正(不显著),表明本地区绿色金融发展水平的提高对相邻地区的碳赤字水平和碳排放量具有显著的负向影响,即地区绿色金融的发展不仅能够显著抑制本地碳赤字水平的提高,还对周边地区的碳赤字水平具有负向影响。总

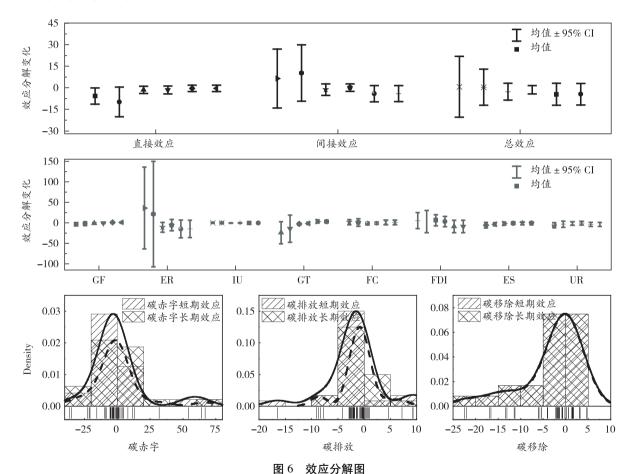
之,绿色金融赋能碳中和具有正向空间溢出效应,绿色金融的发展不但有利于本地区碳中和目标的实现,而且有利于周边地区碳中和目标的实现。由此,研究假说 H1 和 H3 得到验证。

表 3 基准动态 SDM 模型回归结果

 变 量	夜 り き (1) 碳赤字	歴	(3)碳排放	 (4)碳移除
L. ln <i>CD</i>	0. 883 ***(22. 12)	() 10001 1	(-) 50011 700	() () ()
L. Wln <i>CD</i>	, ,	-0. 896 ***(-6. 46)		
L. Wln <i>CE</i>			-0. 995 ***(-6. 02)	
L. Wln CS			,	-0.0199(-0.12)
绿色金融	-0. 658(-0. 88)	-3. 140 ***(-3. 04)	-0. 483 **(-2. 28)	1. 350 ***(4. 21)
节能环保支出	3. 782(0. 35)	-6. 165(-0. 41)	-9. 010 ***(-3. 04)	-5. 871(-1. 32)
产业结构升级	0. 0569(0. 27)	0. 535 *(1. 83)	-0. 370 ***(-6. 20)	-0. 656 ***(-7. 20)
绿色技术创新	-2. 690 *(-1. 78)	-21. 86 ***(-13. 05)	-1. 966 ***(-5. 74)	1. 556 ***(2. 98)
森林覆盖率	-0. 127(-0. 14)	-1. 105(-0. 89)	-0. 205(-0. 77)	3. 085 ***(7. 96)
外商直接投资	0.311(0.06)	-2. 646(-0. 38)	-0.009(-0.01)	-1.876(-0.85)
能源消费结构	-0.499(-0.79)	-3. 606 ***(-4. 18)	-0.121(-0.68)	0. 611 **(2. 29)
城镇化率	-0. 592(-0. 49)	-5. 218 ***(-3. 18)	0. 209(0. 61)	-2. 015 ***(-3. 93)
W×绿色金融	0.475(0.34)	-3. 827*(-1. 95)	-1. 437 ***(-3. 57)	0.090(0.14)
W×节能环保支出	16.86(0.91)	75. 74***(2. 99)	-7. 634(-1. 44)	-16. 27 **(-2. 05)
W×产业结构升级	-0. 206(-0. 49)	-0.446(-0.77)	-0. 240 *(-1. 93)	-0. 167(-0. 82)
W×绿色技术创新	-3.809(-1.46)	-24. 71 ***(-6. 30)	-2. 188 ***(-3. 08)	3. 123 ***(3. 46)
W×森林覆盖率	0.758(0.49)	3. 900 *(1. 84)	-2. 491 ***(-5. 65)	-1. 333 *(-1. 90)
W×外商直接投资	3.588(0.29)	14. 21 (0. 84)	9. 613 ***(2. 75)	-10. 88 *(-1. 84)
W×能源消费结构	-0.599(-0.45)	-7. 702 ***(-4. 19)	-2. 780 ***(-7. 60)	-2. 189 ***(-3. 97)
W×城镇化率	-0.119(-0.04)	-6. 129(-1. 44)	-2. 768 ***(-2. 93)	-4. 005 ***(-3. 04)
Spatial rho	0. 188 **(2. 43)	0. 285 ***(2. 94)	0.016(0.14)	0.008(0.07)
sigma ² _e	2. 215 ***(13. 43)	4. 210 ***(13. 32)	0. 178 ***(13. 48)	0. 408 ***(13. 46)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制
Hausman 检验	36. 19 ***	36. 19 ***	38. 13 ***	67. 55 ***
LM lag	1. 025	1. 025	577. 995 ***	4. 280 **
Robust LM lag	1. 480	1. 480	591. 140 ***	3. 975 **
LM error	11. 360 ***	11. 360 ***	0. 270	5. 025 **
Robust LM error	11. 814 ***	11. 814 ***	13. 414 ***	4. 720 **
LR lag	47. 44 ***	47. 44 ***	158. 42 ***	67. 30 ***
LR error	23. 45 ***	23. 45 ***	133. 62 ***	68. 81 ***
Wald lag 检验	3. 05	34. 65 ***	47. 25 ***	61. 11 ***
Wald error 检验	3. 61	68. 94 ***	47. 68 ***	60. 76 ***
R^2	0. 835 3	0. 682 5	0. 346 9	0. 523 7
观测值	330	300	300	300

3. 直接效应、间接效应和总效应分解

空间杜宾模型的估计系数并不能直接反映相应解释变量对被解释变量的边际效应(Fischer et al, 2010) [45],为此,本文进一步通过效应分解对绿色金融影响碳中和的直接效应(Direct Effects, DE)、间接效应(Indirect Effects, IE)和总效应(Total Effects, TE)进行分析。其中,直接效应表示地区绿色金融发展水平提高对本地碳赤字水平的影响,其包括反馈效应(Feedback Effects, FE),即地区绿色金融发展水平提高带来的邻接地区碳赤字水平变化反过对本地碳赤字水平的影响;间接效应反映邻接地区绿色金融发展水平提高对本地碳赤字水平的影响;总效应可以理解为绿色金融发展水平提高对碳赤字水平的平均影响。效应分解结果如图 6 所示。



注:6类结果从左到右依次为碳赤字短期效应和长期效应、碳排放短期效应和长期效应、碳移除短期效应和长期效应、GF、ER、IU、GT、FC、FDI、ES、UR分别代表"绿色金融""节能环保支出""产业结构升级""绿色技术创新""森林覆盖率""外商直接投资""能源消费结构""城镇化率",实线表示短期效应,虚线表示长期效应。

从短期来看,绿色金融发展水平对碳赤字水平的直接效应为-2.998(在1%的水平下显著),间接效应不显著,总效应为-5.367(在1%的水平下显著);从长期来看,绿色金融发展水平对碳赤字水平的直接效应为-3.203(在10%的水平下显著),间接效应不显著,总效应为-3.163(在1%的水平下显著)。上述结果表明,无论从长期还是短期来看,地区绿色金融发展水平对本地和周边地区的碳赤字水平均具有抑制效应,不仅有利于本地的碳中和,还有利于周边地区的碳中和。此外,绿色金融发展降低碳赤字水平的长期直接效应大于短期直接效应,但长期总效应小于短期总效应。绿色金融发展水平对碳排放量的

短期直接效应、间接效应与总效应均在 1%的水平下显著为负,表明绿色金融发展能够显著抑制本地和周边地区的碳排放;绿色金融发展水平对碳排放量的长期间接效应和总效应均显著为负,但长期直接效应不显著,而且长期直接效应、间接效应、总效应的绝对值小于短期效应,表明绿色金融发展对碳排放的短期影响比长期影响更显著。绿色金融发展水平对碳移除能力的短期和长期直接效应、总效应均显著为正,表明绿色金融发展能够显著促进本地和周边地区的碳移除,而且短期效应大于长期效应。总体来看,绿色金融发展对碳排放具有显著的抑制作用,对碳移除具有显著的促进作用,进而可以有效推动碳中和的实现。上述效应分解印证了前文的分析结果,表明本文得到的核心结论具有稳健性。

4. 替换空间权重矩阵检验

空间计量模型的回归结果很大程度上受到空间权重矩阵的影响,为了进一步验证本文分析结果的稳健性,选用经济距离空间权重矩阵、地理距离权重矩阵替换 Queen 型邻接矩阵重新进行模型回归,估计结果见表 4。其中,经济距离空间权重矩阵基于样本地区的实际 GDP(以 2010 年的名义 GDP 为基准

进行平减)计算,公式为:
$$W = \begin{cases} \frac{1}{|GDP_i - GDP_j|}, i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$$
;地理距离权重矩阵基于样本地区之间的距离 d_{ij} (根据

样本地区省会或首府城市的经度、纬度测算)计算,公式为: $W = \frac{1}{d_{ij}}$ 。采用经济距离权重矩阵的估计结果显示:"绿色金融"对"碳赤字"的估计系数显著为负,对"碳排放"的估计系数为负但不显著,对"碳移除"的估计系数显著为正,与基准模型估计结果基本一致;但" $W \times$ 绿色金融"的估计系数不显著。采用地理距离权重矩阵的估计结果显示:"绿色金融"对"碳赤字""碳排放"的估计系数不显著,但对"碳移除"的估计系数显著为正;" $W \times$ 绿色金融"对"碳赤字""碳排放"的估计系数显著为负,但对"碳移除"的估计系数不显著。上述结果一定程度上支持了基准模型的分析结论,综合来看,基准模型更为准确地捕捉了绿色金融发展对碳中和的影响及其空间溢出效应。

变 量	经济距离权重矩阵			地理距离权重矩阵			
	(1)碳赤字	(2)碳排放	(3)碳移除	(4)碳赤字	(5)碳排放	(6)碳移除	
	0. 344 *			1. 994 ***			
L. Wln <i>CD</i>	(1.73)			(13.74)			
L. Wln CE		-0. 182			-0. 314		
		(-0.92)			(-1.58)		
L. Wln CS			1. 151 ***			-0. 899***	
			(4.13)			(-4.03)	
绿色金融	-2. 653 ***	-0.0511	2. 207 ***	0. 477	0. 193	2. 012 ***	
	(-2.66)	(-0.28)	(8.50)	(0.65)	(1.22)	(7.53)	
W×绿色金融	-3. 287	0. 155	0. 433	-21. 92 ***	-5. 824 ***	1. 163	
	(-1.26)	(0.32)	(0.64)	(-10.39)	(-13.03)	(1.46)	
Spatial rho	0. 025	0. 034	0.003	0. 544 ***	0. 556 ***	0. 028	
	(0.20)	(0.23)	(0.02)	(4.66)	(4.09)	(0.21)	

表 4 替换空间权重矩阵检验结果

续表

	经济距离权重矩阵			地理距离权重矩阵		
文 里	(1)碳赤字	(2)碳排放	(3)碳移除	(4)碳赤字	(5)碳排放	(6)碳移除
sigma ² _e	5. 093 ***	0. 178 ***	0. 352 ***	2. 763 ***	0. 123 ***	0. 356 ***
	(13.47)	(13.47)	(13.46)	(13.78)	(13.40)	(13.47)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
\mathbb{R}^2	0. 638 9	0.6076	0.700 2	0.0839	0.053 2	0. 461 1
观测值	300	300	300	300	300	300

5. 绿色金融赋能碳中和的传导机制分析

分别以"节能环保支出""森林覆盖率""能源消费结构""绿色技术创新""产业结构升级""外商直接投资"为被解释变量(传导变量),采用模型(4)的估计结果如表 5 所示。进一步结合表 3 的估计结果,简要分析如下:

- (1)节能减排路径。"绿色金融"对"节能环保支出"的估计系数不显著,可能是由于本文主要基于金融市场的表现来测算"绿色金融"变量,而"节能环保支出"用"节能环保支出占财政支出的比重"来测度,反映的是政府对节能减排项目的支持和投入程度,虽然其对金融市场具有引导作用,但数据的匹配性不足,因而两者未能表现出显著的相关性。"节能环保支出"对"碳赤字"的估计系数为负但不显著,对"碳排放"的估计系数显著为负(符合理论预期),对"碳移除"的估计系数不显著则主要是由于当前的节能环保支出主要针对污染治理。
- (2)陆域碳汇路径。"绿色金融"对"森林覆盖率"的估计系数显著为正,虽然"森林覆盖率"对"碳赤字"和"碳排放"的估计系数不显著,但对"碳移除"的估计系数显著为正,表明绿色金融发展可以通过提高森林覆盖率来提升地区碳汇能力,进而赋能碳中和。
- (3)能源消费结构路径。"绿色金融"对"能源消费结构"的估计系数不显著,可能是由于样本期间中国还处于发展方式转型阶段,经济增长方式的粘性以及路径依赖导致绿色金融的发展还没显著改善能源消费结构。"能源消费结构"对"碳赤字"的估计系数显著为负,对"碳移除"的估计系数显著为正,符合理论预期;"能源消费结构"对"碳排放"的估计系数为负但不显著,原因在于本文的"碳排放"变量为总量指标(便于碳赤字的计算),但在经济持续增长和碳排放量增加的情境下,能源消费结构改善的碳减排效应更多地体现在碳排放强度(单位产出的碳排放量)的降低上,而非体现在碳排放总量的减少上。
- (4)绿色技术路径。"绿色金融"对"绿色技术创新"的估计系数显著为负,与理论预期不符,这可能与"漂绿"("洗绿")现象有关,即一些不具备绿色金融市场准入条件的项目采用包装、寻租等方式获取较低成本的绿色资金,或通过符合条件的绿色项目获取资金,但并不将相应资金投入于绿色创新项目(张岳等,2021)^[47]。"绿色技术创新"对"碳赤字"的估计系数显著为负,对"碳排放"的估计系数显著为负,对"碳移除"的估计系数显著为正,与理论预期相符。可见,尽管由于企业的趋利性及监管机制的不健全,企业可能将通过绿色金融获得的研发资金投入非绿色项目(赵一普,2022)^[48],导致绿色金融发展对绿色技术创新的促进效应未能显现,但绿色技术创新本身对碳中和的促进作用是显著的。
- (5)产业结构路径。"绿色金融"对"产业结构升级"的估计系数显著为负,与理论预期不符,原因在于本文用"第三产业增加值与第二产业增加值的比值"来测算产业结构高级化水平,而在样本期间绿色

金融的服务对象往往集中于工业企业,因而在第二产业产出规模较大、工业污染较为严重的地方绿色金融发展得较好。"产业结构升级"对"碳排放"的估计系数显著为负,符合理论预期;"产业结构升级"对"碳赤字"的估计系数显著为正,对"碳移除"的估计系数显著为负,与理论预期不符,原因在于本文的"产业结构升级"变量更多的是代表地区的经济发展水平,不能准确反映绿色产业与非绿色产业之间的关系,而在发展方式转变过程中碳赤字水平可能依然与地区经济增长规模正相关,碳移除能力也可能因经济规模的扩大而降低。

(6)外商投资路径。"绿色金融"对"外商直接投资"的估计系数不显著,"外商直接投资"对"碳赤字""碳排放""碳移除"的估计系数也不显著。原因在于本文的"外商直接投资"变量是基于外商投资总量计算的,而绿色金融发展的功效主要在于改变外商直接投资的结构,同样,外资对碳赤字水平、碳减排量和碳移除能力的影响也主要是通过其结构变化来实现的。因此,需要采用外资结构变量(如投资低碳产业、生态产业的比例)来验证外商直接投资在绿色金融赋能碳中和中的传导机制。

总体来看,虽然由于中国还处于发展方式转变阶段,经济增长仍将带来碳排放总量的增加,而且绿色金融的发展水平总体不高且地区差异明显,加上因数据来源限制对相关变量的测度不尽合理,本文所提出的传导机制(研究假设 H2)除陆域碳汇路径外大部分未能得到验证,但可以证实的是:节能环保投入的增加、能源消费结构的清洁化、产业结构的升级等会有效抑制碳排放量的增加,而森林覆盖率的提高会有效促进碳移除能力提升,绿色技术的创新和应用则会显著促进碳减排和碳移除。因此,应进一步推进绿色金融的高质量发展,充分发挥其在促进节能减排和绿色创新行为、优化能源消费结构、推动产业结构及外资结构低碳化和生态化等方面的积极作用,进而加快"双碳"目标实现进程。

变 量	节能环保支出	森林覆盖率	能源消费结构	绿色技术创新	产业结构升级	外商直接投资
绿色金融	-0.004	0. 099**	-0.019	-0. 057 ***	-0. 266 ***	0.006
	(-1.31)	(1.99)	(-0.91)	(-3.16)	(-5.73)	(0.64)
W.v.b3. 左. 人 司··	0. 014 **	-0. 158 *	-0.040	-0.016	-0. 980 ***	-0.008
W×绿色金融	(2.24)	(-1.74)	(-1.00)	(-0.47)	(-11.61)	(-0.52)
0	0.060	0. 035	0.006	0. 049	1. 869 ***	0.078
Spatial rho	(0.75)	(0.29)	(0.05)	(0.62)	(90.90)	(0.77)
sigma ² _e	0. 000 ***	0. 010 ***	0. 001 ***	0. 001 ***	0. 009 ***	0. 000 ***
	(13.47)	(13.47)	(13.47)	(13.47)	(13. 23)	(13.46)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
R^2	0.0014	0.627 9	0. 121 1	0.0007	0.004 5	0. 182 2
观测值	300	300	300	300	300	300

表 5 绿色金融影响传导变量的估计结果

五、结论与启示

随着社会生产力的不断进步,人类可持续发展面临的资源环境约束日益凸显,实现"双碳"目标是经济高质量发展的必然要求。绿色金融支持和服务有利于污染治理、环境(气候)改善和资源节约的经济活动(巴曙松等,2019)^[49],其对碳减排的有效性已经得到普遍认可,然而现有文献较少研究绿色金融对

碳移除的影响。绿色金融的发展将通过资金流动和配置的杠杆作用有效促进碳減排和碳移除,进而赋能碳中和。具体来讲,绿色金融的发展,有利于经济活动中节能减排投入的增加和能源消费结构的清洁化,进而从碳减排维度赋能碳中和;有利于通过绿色农业和林业开发提升陆域碳汇能力,进而从碳移除维度赋能碳中和;有利于促进绿色技术的创新和应用、推动产业结构及外资结构的低碳化和生态化,进而从碳减排和碳移除两个维度赋能碳中和。同时,在绿色金融发展、碳排放和碳移除的空间溢出作用下,绿色金融赋能碳中和具有空间溢出效应。本文采用 2010—2020 年中国 30 个省级区域的相关数据,运用动态 SDM 模型的检验结果显示:绿色金融发展水平和碳赤字水平均具有显著的空间自相关性;地区绿色金融发展水平的提高有利于本地的碳减排和碳移除,进而抑制本地的碳赤字水平提高,同时也有利于降低相邻地区的碳排放和碳赤字水平,即会对相邻地区产生正向的空间溢出效应;总体上看,绿色金融赋能碳中和的直接效应大于间接效应,短期效应大于长期效应;此外,节能环保支出增加、能源消费结构清洁化以及产业结构升级等可以抑制碳排放量增加,森林覆盖率提高可以促进碳移除能力增强,绿色技术创新和应用则可以同时促进碳减排和碳移除。

"双碳"目标的实现需要绿色金融的大力支持,同时也倒逼绿色金融体系进行深刻变革(孙秋枫等,2022)^[50]。本文研究表明,绿色金融的发展总体上有利于碳中和的实现,并具有显著的正向空间溢出效应,但其积极效应还有待进一步挖掘和提升。要让绿色金融更好地赋能碳中和,必须系统整合、着眼全局、动能转换、连通内外、畅通信息,利用协同脱碳工具加速实现既定政策目标(徐政等,2021)^[8]。要强化绿色金融对资金流向的引导作用,通过高效的资金配置促使更多资源在绿色产业集聚,在实现经济持续稳定增长的同时有效减少碳排放量。要加强绿色监管,着力解决绿色技术研发投入不足、绿色资源错配等问题,尤其应重视和避免"漂绿"现象带来的负面影响。受信息不对称、监管制度不完善、企业业绩期望落差等因素的影响,"漂绿"行为屡禁不止(李强等,2022)^[51],因此,相关部门对绿色资金的流向要加强监管,严防"漂绿"行为的产生。此外,也不能忽视生态富民的推进(孙华平等,2022)^[52],绿色金融不仅要在污染治理、资源开发、能源改进等领域大显身手,还应在生态环境修复和改善领域有所作为,促进生态产业发展,支持植树造林事业,提升地区碳汇能力。

本文探析了绿色金融赋能碳中和的若干传导路径及其空间溢出效应,并采用中国的数据和空间计量模型进行了实证检验,得到了丰富的研究结论,但由于中国经济发展的转型和经济实践的多样性,加上变量选择的局限性,相关传导机制大多未能得到验证。因此,本文的研究还存在较多不足和较大的拓展空间,尤其是在变量选择和测度上有待改进,比如:可基于碳排放强度进一步分析绿色金融的碳减排效应,从环境影响维度测量产业结构及外资结构,等等。此外,多层面的异质性分析也是进一步研究的可行方向。

参考文献:

- [1] 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[J]. 人民论坛, 学术前沿, 2021(14):69-79.
- [2] 碳减排支持工具累计发放 1827 亿元[EB/OL]. (2022-07-14)[2022-08-22]. 中国经济网, http://www.ce.cn/cysc/stwm/gd/202207/14/t20220714_37867721. shtml.
- [3] 陈向阳. 金融结构、技术创新与碳排放:兼论绿色金融体系发展[J]. 广东社会科学,2020(4):41-50.
- [4] 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+80.
- [5] 杨林京,廖志高. 绿色金融、结构调整和碳排放——基于有调节的中介效应检验[J]. 金融与经济,2021(12):31-39.
- [6] 郭希宇. 绿色金融助推低碳经济转型的影响机制与实证检验[J]. 南方金融,2022(1):52-67.
- [7] 范德成,张修凡. 绿色金融改革创新对高排放企业碳减排的效果分析[J]. 工程管理科技前沿,2022,41(4):55-61.

- [8] 徐政,江小鹏. 绿色金融支持碳中和:现状、机理与路径[J]. 学术交流,2021(10:78-87.
- [9] 刘世伟,任秋潇.绿色金融助力碳中和国际经验[J].中国金融,2021(6):88-90.
- [10] 殷兴山. 绿色金融支持碳达峰碳中和的浙江实践[J]. 中国金融, 2022(1): 27-29.
- [11] 我国生态文明建设和生态环境保护取得历史性成就[EB/OL]. (2022-09-15). 央视网,https://news.cctv.com/2022/09/15/ARTINatB8pngPcdGGFxLaQcH220915. shtml
- [12] BASTIN J, FINEGOLD Y, GARCIA C, et al. The global tree restoration potential [J]. Science, 2019, 365 (6448); 76-79.
- [13] 姜霞,黄祖辉. 经济新常态下中国林业碳汇潜力分析[J]. 中国农村经济,2016(11):57-67.
- [14] 胡鞍钢. 中国实现 2030 年前碳达峰目标及主要途径[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2021, 21(3):1-15.
- [15] 林美顺. 清洁能源消费、环境治理与中国经济可持续增长[J]. 数量经济技术经济研究,2017,34(12):3-21.
- [16] 徐斌,陈宇芳,沈小波.清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J]. 经济研究,2019,54(7):188-202.
- [17] 胡金焱,王梦晴. 我国金融发展与二氧化碳排放——基于 1998-2015 年省级面板数据的研究[J]. 山东社会科学, 2018(4):118-124.
- [18] 张婷,李泽辉."碳达峰、碳中和"目标下绿色金融的减排效应及其作用机制分析[J]. 华北金融,2022(3):49-58.
- [19] 龙云安,陈国庆."美丽中国"背景下我国绿色金融发展与产业结构优化[J].企业经济,2018(4):11-18.
- [20] REN X Y, YANG S L. An empirical research on the relationship between foreign direct investment and carbon dioxide emission intensity of China [J]. Advanced Materials Research, 2013(807-809);951-957.
- [21] LONG R, GAN X, CHEN H, et al. Spatial econometric analysis of foreign direct investment and carbon productivity in China; Two-tier moderating roles of industrialization development [J]. Resources, Conservation and Recycling, 2020, 155; 104677.
- [22] 刘健强,马晓钰.人口老龄化、产业结构升级与碳排放——基于 Stirpat 模型的空间计量分析[J]. 金融与经济,2021 (7):54-62.
- [23] 武红. 中国省域碳减排: 时空格局、演变机理及政策建议——基于空间计量经济学的理论与方法[J]. 管理世界, 2015(11):3-10.
- [24] 蔡强,王旭旭. 空间视角下绿色金融对经济高质量发展的影响[J]. 江汉论坛,2022(6):21-28.
- [25] CHEN X, CHEN Z. Can green finance development reduce carbon emissions? Empirical evidence from 30 Chinese provinces[J]. Sustainability, 2021, 13(21):12137.
- [26] 于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗:空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 国际金融研究,2017(2):12-23.
- [27] 周四军, 江秋池. 基于动态 SDM 的中国区域碳排放强度空间效应研究[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2020, 34 (1); 40-48.
- [28] 张俊彦, 贾玉成, 张诚. 外商直接投资对中国碳赤字的影响——基于空间溢出效应研究[J]. 经济问题探索, 2021 (12):160-177.
- [29] 邵帅. 煤炭资源开发对中国煤炭城市经济增长的影响——基于资源诅咒学说的经验研究[J]. 财经研究,2010,36 (3):90-101.
- [30] 李伟,李航星. 英国碳预算:目标、模式及其影响[J]. 现代国际关系,2009(8):18-23.
- [31] CHEN Y, LEE C. Does technological innovation reduce Co₂ emissions? Cross-country evidence [J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 263;121550.
- [32] YANG G, SHANG P, HE L, et al. Interregional carbon compensation cost forecast and priority index calculation based on the theoretical carbon deficit; China as a case [J]. Science of The Total Environment, 2019, 654; 786-800.
- [33] 成艾华,魏后凯. 促进区域产业有序转移与协调发展的碳减排目标设计[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(1): 55-62
- [34] 万伦来, 林春鑫, 陈艺. 基于相对碳赤字的中国省际碳补偿时空格局研究[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(12): 2572-2583.
- [35] 胡剑锋,杨宜男,路世昌.碳赤字型省份碳中和模式选择与生态成本比较——以辽宁省为例[J].经济地理,2021,41

(11):193-200.

- [36] 刘华珂,何春. 绿色金融促进城市经济高质量发展的机制与检验——来自中国 272 个地级市的经验证据[J]. 投资研究,2021,40(7):37-52.
- [37] 陆鹏飞. 绿色金融、环境规制对绿色技术创新的影响研究[D]. 武汉:武汉理工大学,2019.
- [38] 尹子擘,孙习卿,邢茂源. 绿色金融发展对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 统计与决策,2021,37(3):139-144.
- [39] 张木林,赵魁. 基于空间溢出效应的绿色金融与企业全要素生产率关系研究[J]. 技术经济,2021,40(5):64-72.
- [40] 齐绍洲,林屾,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究,2018,53(12):129-143.
- [41] 曾诗鸿,李璠,翁智雄,等. 碳市场的减排效应研究——来自中国碳交易试点地区的经验证据[J]. 中国环境科学, 2021:1-15.
- [42] 余志伟,樊亚平,罗浩. 中国产业结构高级化对碳排放强度的影响研究[J]. 华东经济管理,2022,36(1):78-87.
- [43] 杜之利,苏彤,葛佳敏,等. 碳中和背景下的森林碳汇及其空间溢出效应[J]. 经济研究,2021,56(12):187-202.
- [44] 曾胜,张明龙. 绿色投资、碳排放强度与经济高质量发展——采用空间计量模型的非线性关系检验[J]. 西部论坛, 2021,31(5):69-84.
- [45] FISCHER M M, GETIS A. Handbook of applied spatial analysis: Software tools, methods and applications [M]. Berlin: Springer-Verlag, 2010.
- [46] 尹迎港,常向东. 科技创新、产业结构升级与区域碳排放强度——基于空间计量模型的实证分析[J]. 金融与经济, 2021(12):40-51.
- [47] 张岳,周应恒. 绿色金融"漂绿"现象的成因与防范:来自日本的经验启示[J]. 现代日本经济,2021(5):79-94.
- [48] 赵一普. 碳中和目标下"洗绿"行为的监管研究[J]. 福建金融,2022(6):41-50.
- [49] 巴曙松,丛钰佳,朱伟豪. 绿色债券理论与中国市场发展分析[J]. 杭州师范大学学报(社会科学版),2019,41(1):91-106.
- [50] 孙秋枫,年综潜. "双碳"愿景下的绿色金融实践与体系建设[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版),2022(1):71-79.
- [51] 李强,宋嘉玮,业绩期望落差与企业"漂绿"行为[J]. 南京审计大学学报,2022,19(3):51-61.
- [52] 孙华平,陈婷婷,胡诗宇. 绿色发展视角下生态富民路径研究[J]. 浙江树人大学学报,2022,22(2):38-46.

Transmission Mechanism and Spatial Effects of Green Finance Enabling Carbon Neutrality

TIAN Jia-li^{a, b}, HUANG Wen-yan^a, PENG Jia-chao^{a, b}, FU Shu-ke^{a, b}

(a. Law and Business School; b. Center for High Quality Collaborative Development of Resources, Environment and Economy, Wuhan Institute of Technology, Wuhan 430205, Hubei, China)

Abstract: The "dual-carbon" goal puts forward higher requirements for green development, and green finance plays an important role in promoting green economic transformation and realizing the "dual-carbon" goal. However, existing empirical studies mainly focus on the impact of green finance on carbon peaking (carbon emission reduction effect). There are few empirical analyses on green finance enabling carbon neutrality from the dimensions of carbon reduction and carbon removal, and there is a lack of testing of the corresponding spatial effects.

This paper believes that green finance will direct social capital to productive activities that are conducive to green development and lead to more resources being allocated to pollution control and environmental protection.

This will reduce the amount of carbon emitted per unit of output and enhance regional carbon removal capacity. thereby contributing to carbon neutrality. To be specific, the development of green finance is conducive to the increase of energy saving and emission reduction input in economic activities and the clean energy consumption structure, so as to enable carbon neutrality from the dimension of carbon emission reduction. It is beneficial to improve the terrestrial carbon sink capacity through green agriculture and forestry development, and thus to enable carbon neutrality from the carbon removal dimension. It is conducive to promoting the innovation and application of green technology, promoting the low-carbon and ecological transformation of industrial structure and foreign investment structure, and thus enabling carbon neutrality from the dimensions of carbon reduction and carbon removal. Meanwhile, under the spatial spillover effect of green finance development, carbon emission and carbon removal, green finance enabling carbon neutrality have a spatial spillover effect. The dynamic SDM model was used to analyze 30 sample regions in China from 2010 to 2020, and it was found that both the level of green financial development and the level of carbon deficit have significant spatial autocorrelation; the improvement of regional green finance development level is conducive to local carbon emission reduction and carbon removal, thus reducing the local carbon deficit level, as well as the carbon emission and carbon deficit level of neighboring regions; in general, the direct effect of green finance on carbon neutrality is greater than the indirect effect, and the short-term effect is greater than the long-term effect; in addition, increased expenditure on energy conservation and environmental protection, clean energy consumption structure, and industrial structure upgrading can inhibit the increase of carbon emissions, the improvement of forest coverage can promote the increase of carbon removal, and the innovation and application of green technology can promote carbon reduction and carbon removal.

Compared with existing literature, this paper mainly expands and deepens this study as follows: firstly, the conduction mechanism of green finance enabling carbon neutrality is systematically discussed in theory; secondly, carbon deficit, carbon reduction, and carbon removal are included in the same analytical framework to test the promoting effect of green finance development on carbon neutrality and its spatial spillover effect.

This study shows that green finance development will not only help achieve local carbon neutrality, but also have positive spatial spillover effects on neighboring areas. It is necessary to further tap and enhance the positive effects of green finance development, strengthen its guiding role in capital flow, strengthen green regulation, and focus on solving problems such as insufficient investment in green technology innovation and misallocation of green resources. In particular, it is necessary to pay attention to and avoid the negative impact of the "greenwashing" phenomenon.

Key words: green finance; carbon neutral; carbon deficit; carbon emission reduction; carbon removal; carbon sink; "greenwashing" behavior

CLC number: **F**205; **F**832. 1

Document code: A

Article ID: 1674-8131 (2022) 05-0044-19

(编辑:夏 冬)