

绿色金融对碳排放的影响研究——基于绿色技术创新的链式中介作用

李莹莹

河南财经政法大学数学与信息科学学院, 河南 郑州

收稿日期: 2023年8月8日; 录用日期: 2023年10月20日; 发布日期: 2023年10月30日

摘要

在“双碳”目标背景下,绿色金融作为一种能促进经济发展、抑制碳排放的金融工具应运而生。论文基于2009~2019年30组省级面板数据使用链式中介的方法对绿色金融的碳减排效果进行考察。结果表明:第一,在整体分析中绿色金融与碳排放水平存在显著的倒U型关系,在区域分析中,东部地区两者之间倒U型关系不显著,而中西部地区显著;第二,通过Bootstrap中介变量检验得到,绿色金融通过促进产业结构绿色化升级,进而减少碳排放,中介路径显著;第三,绿色金融通过促进绿色技术创新的进步,促进产业结构绿色化升级,进一步促进碳排放的减少,中介路径显著,且均无区域异质性。研究结论得出如下启示:第一,坚持走低碳经济发展道路,将“双碳”目标在绿色金融发展中深入贯彻落实;第二,考虑各地区经济发展水平不同的限制,各地区差异化实现“双碳”目标。

关键词

绿色金融, 绿色技术创新, 产业结构绿色化升级, 碳排放, 链式中介作用

A Study on the Impact of Green Finance on Carbon Emissions—Based on the Chain Intermediation of Green Technology Innovation

Yingying Li

School of Mathematics and Information Sciences, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou Henan

Received: Aug. 8th, 2023; accepted: Oct. 20th, 2023; published: Oct. 30th, 2023

Abstract

In the context of the “double carbon” target, green finance is a financial instrument that can pro-

mote economic development and curb carbon emissions. The paper examines the effect of green finance on carbon emission reduction based on 30 provincial panel data from 2009 to 2019 using the method of chain intermediation. The results show that: first, there is a significant inverted U-shaped relationship between green finance and carbon emission levels in the overall analysis, and in the regional analysis, the inverted U-shaped relationship between the two is not significant in the eastern region, while it is significant in the central and western regions; second, it is obtained by Bootstrap mediating variable test that green finance reduces carbon emissions by promoting the greening and upgrading of industrial structure, and thus the mediating path is significant; third, green Thirdly, green finance promotes the progress of green technology innovation, promotes the upgrading of green industrial structure, and further promotes the reduction of carbon emissions, and the mediating path is significant, and there is no regional heterogeneity. The findings of the study lead to the following insights: first, we should adhere to the development path of low-carbon economy and implement the “double carbon” target in the development of green finance; second, we should consider the constraints of different levels of economic development in each region and realize the “double carbon” target differently in each region. Secondly, considering the different levels of economic development of each region, each region can achieve the “double carbon” target differently.

Keywords

Green Finance, Green Technology Innovation, Greening and Upgrading of Industrial Structure, Carbon Emissions, Chain Intermediary Role

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来，中国在经济发展上突飞猛进，但粗放式的经济建设方式给生态环境带来了巨大的压力。我国作为巨大的发展中国家，碳密集型产业在我国经济发展领域中发挥着重要的支撑作用。二十大强调，要加快推动绿色低碳发展，统筹推进碳达峰碳中和等重大问题。在此背景下，碳密集型产业应该从粗放式发展，转向以绿色技术创新为主导的产业结构转型升级的新阶段。“绿色高质量发展”已经成为新时代中国经济发展的重要方向。

绿色金融是中国产业结构升级的重要金融支撑。截止 2022 年末，我国本外币绿色贷款余额规模达到 22.03 万亿元，中国绿色金融市场的全球影响力持续提升；截止到 2022 年中旬，人民银行支持各金融机构发放绿色贷款超过三千元减排二氧化碳超过 6000 万吨。可见，绿色金融不仅是对金融业务的一种创新，还是引导银行资金流向绿色低碳产业和领域的重要举措。据此，本文将对于绿色金融发展对碳排放效率的影响路径，绿色技术创新对碳排放是否有抑制作用以及分析绿色技术创新在绿色金融和碳排放之间的链式中介作用并分析是否具有区域异质性。

2. 文献综述

2.1. 绿色金融内涵和研究

绿色金融，这一概念在国内并没有统一的界定，但从我国绿色金融发展的情况看，代表性的观点为，绿色金融是，遵循市场经济规律的要求，以建设生态文明为导向，以信贷、保险、证券、产业基金以及

其他金融衍生工具为手段,以促进节能减排和经济资源环境协调发展为目的宏观调控政策[1]。

在不同区域的探索方面,“绿色金融”是1978年美国爱河污染事件爆发后,促成了美国的“超级基金法案”,该法案要求企业必须为危害环境的行为负责,为土壤污染修复提供了法律和财政支持。随后,美国,英国等各国政府和各国组织进行了多种尝试和探索。2007年以来,环保总局,央行相继出台了有关绿色金融的绿色信贷,绿色保险等,为绿色金融的发展开辟道路。

在企业创新层面,李戎和刘璐茜(2021) [2]研究分析绿色金融能够促进企业绿色创新。在作用机制方面,绿色金融通过提高企业长期借款比例,改善企业债务结构来促进企业绿色创新。在产业结构层面,李晓西,夏光和蔡宁(2015) [3]分析研究开展绿色金融对于促进产业转型升级层面具有重要意义。近年来,双碳目标的提出顺应了绿色发展的要求,但其中棕色产业的压力十分明显。基于此王琛(2022) [4]分析了中国绿色金融行业的现状,发现绿色金融具有改善环境、促进金融发展的优势,并协助完成棕色产业转型升级。

2.2. 碳排放

学术界对于碳排放影响因素的研究十分关注。现阶段认为技术进步、能源效率提升、能源消费结构调整是碳减排的主要驱动因素。不同的文献从各种角度给出了不同的答案。大部分的研究仍然肯定了技术进步是促进碳减排的关键因素[5] [6] [7] [8]。

在讨论碳减排影响因素的文献中,以 Kaya 恒等式和 Ang *et al.* (1998)提出的对数平均 Divisia 指数(Logarithmic Mean Divisia Index, LMDI)分解技术为基础[9] [10],经历了从产业到地区、从碳排放总量到碳排放强度等方向的技术发展指数分解框架(index decomposition analysis, IDA)成为研究驱动碳减排的主流方法。但 IDA 分析具有一定的缺陷,并不能解释能源效率变化。因此, Wang (2007) [11]首次提出了基于生产理论框架的能源生产率分解方法(PDA)。尽管 PDA 框架具有良好的解释能源效率的能力,但其在能源消费结构层面和产业结构层面的解释力上不如 IDA 的分解框架,由于两者都存在一定缺陷,杨莉莎等(2019) [12]基于两种方法对碳减排的影响因素进行分析,研究发现技术进步在碳减排过程中的重要作用。

2.3. 绿色金融与碳排放

自我国提出绿色发展的概念以来,国内外部分学者对于绿色金融与碳排放两者关系的研究较少。且主要分为两种观点。第一种观点是绿色金融能够抑制碳排放,如杜莉和郑立纯(2019) [13]分析碳排放权交易试点政策的有效性结果表明,碳金融在经济发达地区对碳排放的抑制效果更显著。文书洋等(2022) [14]研究表明绿色金融能够通过支持技术创新,降低单位产出的碳含量,同时提升经济可持续增长。第二种观点是绿色金融会加重企业的资金压力,经过长时间企业的转型整改,资金和技术在促进碳排放效率的效果才能表现出来。金英君等(2021) [15]指出不同的金融效率对碳排放的影响在前期会促进碳排放。孙习卿等(2021) [16]研究表明绿色金融与绿色经济呈现先抑制后促进的 U 型关系。

2.4. 绿色技术创新与碳排放

绿色技术创新是改善环境与促进经济增长的重要路径,其为企业低碳转型与国家经济可持续发展提供了可行路径。2019年《指导意见》的出台强化了科技创新对绿色发展的引领作用,表明了以科技创新推进绿色发展是解决生态环境问题的根本途径。

绿色技术创新对碳排放的影响情况是国内外学者普遍关注的问题。孙莹等(2021) [17]研究表明,绿色金融改革政策在一定程度上可以促进企业整体层面的绿色技术创新。藺雪芹等(2021) [18]对于京津冀地区

的工业碳减排进行研究, 结果表明提高工业研发效率, 会促进碳减排效率的提升。可见, 一个地区的研发水平与碳减排是相关的。但是针对绿色创新技术和碳排放效率的经验证据仍然很少。胡习习(2022) [19] 等研究发现, 绿色技术创新对碳排放的影响呈 U 型关系。在此, 我们猜测绿色技术创新对碳排放的影响是否有区域异质性, 进而导致两者关系不明确。

绿色金融和绿色创新技术对碳排放的影响已成为近年的研究热点, 现有研究存在以下方面的局限性: 第一, 虽然已有文献对绿色金融和碳排放研究, 但绿色金融对碳排放的关系是促进, 抑制还是先抑制后促进并且何时为“拐点”, 还有待进一步研究。第二, 对于绿色技术创新与碳排放效率的研究较少, 主要是在技术创新领域而非绿色技术创新, 对于绿色技术创新如何影响碳排放效率的研究还较为匮乏。第三, 对于绿色技术创新, 绿色金融和碳排放三者的文献较少。鉴于此, 本文将对于绿色金融发展对碳排放效率的影响路径, 绿色技术创新对碳排放是否有抑制作用以及分析绿色技术创新在绿色金融和碳排放之间的链式中介作用并分析是否具有区域异质性。

3. 理论机制

3.1. 绿色金融对碳排放的经济规模影响

我国经济增长与碳排放关系的研究始于对环境库兹涅茨曲线(EKC)的验证, 即碳排放和经济水平存在倒 U 型关系。在经济发展起步时环境状况良好, 在人均 GDP 的增长时, 环境污染随之增加, 当经济发展达到一定水平时, 环境质量又逐渐改善。EKC 曲线根据每个地区情况不同, 会有不同的表现形式, 比如“N”型, 倒“N”型等[20]。短期来看, 经济发达的地区追求经济的可持续发展, 而经济不发达的地区, 绿色金融带来的仅是经济规模效应的影响, 这会导致碳排放的增加。绿色金融对碳排放的影响应该存在两种情况, 一方面经济增长会促进经济规模的扩大, 能源消耗的影响对碳排放的促进大于绿色金融对碳排放的抑制, 从而增加碳排放; 另一方面绿色金融带来的是经济的可持续发展, 促进产业结构向绿色化转型升级, 对碳排放的抑制作用相较于能源消耗对二氧化碳排放的促进作用更强。

假说 1: 绿色金融影响二氧化碳排放的规模效应是不确定的, 根据我国东西中部地区经济发展的差异程度, 绿色金融通过规模效应可能减轻二氧化碳排放, 也可能增加二氧化碳排放。

3.2. 绿色金融通过促进产业结构绿色化升级对碳排放的影响

绿色金融影响碳排放的结构效应主要包括三个方面, 一是资金导向机制, 二是产业整合机制, 三是风险分散机制。首先是资金导向机制, 绿色金融政策引导资金流入绿色产业, 这使得绿色企业融资成本降低, 助力传统产业向绿色化升级改造, 间接阻碍了非绿色产业的发展, 从而调整和优化产业和经济结构, 抑制碳排放。比如第二产业对碳排放强度存在较大影响。第三产业相较于第二产业有更低的碳排放, 若第三产业的产值占比增加, 则总体碳排放会减少。其次是产业整合机制, 在绿色发展理念下, 非绿色产业的面临融资困难, 能源消耗增大等生存压力, 在这样的背景下企业为了控制风险, 选择向绿色产业转型, 绿色金融市场有力的支持了二三产业中绿色产业的整合, 使得能够在大范围内实现资源的合理配置, 实现绿色低碳产业的经济规模效应, 使得要素不断相绿色产业集聚。高排产业的比重减低与绿色产业的比重升高, 将有助于碳排放的减少。最后是风险分散机制, 尽管二三产业中绿色产业发展前景乐观, 但前期风险较大, 大部分投资者会选择风险小的传统产业投资, 伴随绿色金融的改革, 大量绿色金融工具, 如绿色信贷, 绿色投资组合产品的诞生, 可以减少绿色产业前期融资困难的风险, 使得二三产业实现绿色化发展, 促进各地区产业结构向绿色化升级, 将有助于碳排放的减少。

假说 2: 绿色金融通过促进产业结构绿色化升级, 进而减少碳排放。

绿色金融对碳排放的影响 - 基于绿色技术创新和产业结构绿色化的链式中介效应。

绿色金融影响绿色技术创新主要包括两方面, 一是绿色技术创新资本的配置机制, 二是风险分散机制。首先, 绿色技术创新资本配置机制。绿色金融兼顾绿色导向和金融融通等功能, 通过绿色技术创新资本配置机制, 将技术研发资本从高耗能, 产出低的非绿色技术产业流向低耗能, 进步快, 高效率绿色技术进步产业。从而能够为绿色产业的绿色技术创新提供资金支持, 同时也能够促进各绿色技术创新部门加大研发技术的力度, 从而有效的促进各地区绿色技术创新的持久进步。其次是, 风险分散机制, 绿色金融通过提供绿色金融工具, 如绿色保险等金融资产组合产品, 分散绿色技术创新等企业的投资风险, 使投资者加大对绿色技术创新产业的投资力度, 为技术进步提供有力的支持, 从而为绿色技术创新产业带来研发绿色技术创新的原动力。进而促进绿色创新技术的发展。

绿色创新技术的进步影响产业结构绿色化升级主要包括三个方面, 一是提高资源的利用率, 二是提高劳动生产率, 三是提高碳循环利用率。首先是资源的利用率。当技术开发以绿色创新为导向, 会减少二三产业的能源消耗量, 降低成本, 提高要素利用率, 从而使二三产业的高排产业开始向绿色产业转型升级, 降低产业结构升级中非绿色产业比重, 实现产业结构的绿色化升级。其次是劳动生产率。劳动生产力是随着社会的发展而不断提高[21]。由于不同产业技术存在差异, 这种差异能由劳动生产率体现出来。考虑技术创新进步后, 投入更少的劳动能够获得较高的绿色产出, 进而提高绿色产业的劳动生产率, 从而获得更高的利润, 进而导致流向绿色产业, 使得二三产业向绿色化发展, 使得产业结构绿色化升级。最后是资源循环效率。绿色技术创新可以提高资源的循环利用率, 降低单位产出的碳排放量。比如在煤炭燃烧的过程中的碳回收技术能减低碳排放。通过绿色创新技术, 使得二三产业向绿色化升级转型。

绿色金融对碳排放影响的绿色创新技术进步和产业结构绿色化升级的链式中介路径分析: 首先, 绿色金融通过绿色技术创新资本的配置机制和风险分散机制促进绿色技术创新的进步, 其次, 绿色技术创新的进步又通过提高资源利用率, 资源循环率和劳动生产率三个方面促进产业结构绿色化升级, 最后产业结构绿色化升级促进碳排放的减少。

假说 3: 绿色金融通过促进绿色技术创新的进步, 进而促进产业结构绿色化升级, 进一步促进碳排放的减少。

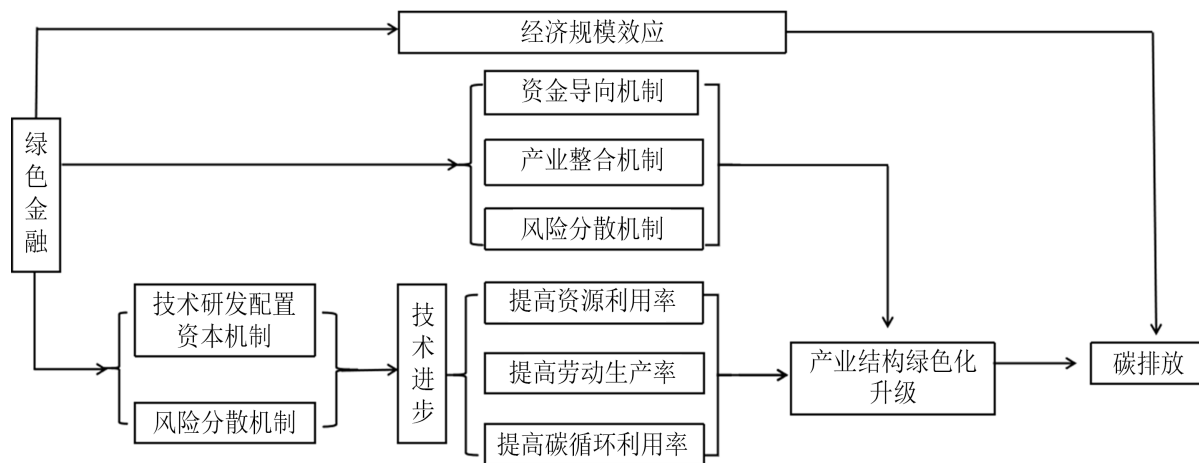


Figure 1. Action mechanism diagram

图 1. 作用机制图

4. 实证模型与数据说明

4.1. 模型设定

4.1.1. 固定效应模型

本文模型设定主要着眼于检验绿色金融发展是否会对区域碳排放产生减排效应。为检验 H1, 本文构建双向固定效应模型, 同时对非比值数据取对数来克服异方差问题并避免极端值的影响。

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GF_{i,t} + \beta_i X_{i,t} + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$C_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 GF_{i,t} + \gamma_2 GF_{i,t}^2 + \gamma_i X_{i,t} + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $C_{i,t}$ 表示我国 i 省份 t 年二氧化碳排放量的对数。 β_0 代表常数项, β_1 为对应变量的待估参数。 $GF_{i,t}$ 是绿色金融发展指标, $X_{i,t}$ 为控制变量组, 主要包括经济发展水平、城镇化水平、能源结构 β_i 为对应控制变量系数。 φ_t 和 μ_i 分别为时间与地区固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

4.1.2. 链式中介模型

基于前文分析, 绿色金融发展会通过影响绿色技术创新, 促进产业结构绿色化升级进而影响碳排放量, 同时数字经济发展水平与绿色技术创新存在非线性影响关系。下面采用链式中介模型验证上述推论, 并借鉴陈瑞, 郑毓煌和刘文静(2013) [22]对链式中介检验的分析方法。首先, 基于绿色金融发展对碳排放的影响进行回归估计:

$$C_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 GF_{i,t} + \gamma_2 GF_{i,t}^2 + \gamma_i X_{i,t} + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其次, 以绿色技术创新为被解释变量, 绿色金融为核心解释变量进行回归估计:

$$GI_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 GF_{i,t} + \theta_2 GF_{i,t}^2 + \theta_i X_{i,t} + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

然后, 以产业结构绿色化升级为被解释变量, 将绿色金融和绿色技术创新作为核心解释变量进行回归估计:

$$IS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{i,t} + \alpha_2 GF_{i,t}^2 + \alpha_3 GI_{i,t} + \alpha_i X_{i,t} + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

最后, 将碳排放和绿色金融分别作为被解释变量与核心解释变量, 产业结构绿色化升级和绿色技术创新为中介变量, 放入同一模型进行回归估计:

$$C_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 GF_{i,t} + \omega_2 GF_{i,t}^2 + \omega_3 GI_{i,t} + \omega_4 IS_{i,t} + \omega_i X_{i,t} + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

4.2. 变量选取

4.2.1. 被解释变量

碳排放(C)是本文的被解释变量, 本文选用各省份二氧化碳年排放量的对数作为其代理变量。

4.2.2. 核心解释变量

李晓西等(2014) [3]提出了绿色金融发展水平评价体系, 被学界普遍认可。其方法是通过对绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色投资和碳金融等五个二级指标进行加权, 构建起综合指标并据此从整体上对我国绿色金融发展水平进行评价。本文借鉴此方法将绿色金融发展水平(GF)作为核心解释变量。

4.2.3. 控制变量

为了使研究结果更加可靠, 借鉴以往研究, 本文选择设置的控制变量包括: 1) 经济发展水平(GDP)。本文以各省份总 GDP 取对数作为其代理变量。2) 城镇化率(URB)。城镇化的一个重要表现是产业结构由

以农业为主导转变为以工业和服务业等非农产业为支柱产业，将对地区碳排放产生重大影响。本文以各省份年底非农村人口占总人口的比例作为城镇化率的代理变量。3) 能源消费结构(ERS)。能源的使用直接关系着二氧化碳的排放，能源结构的优化能显著降低碳排放[23]。本文以各省份煤炭消耗量在其能源消耗总量中的比重作为其代理变量。

4.2.4. 中介变量

本文希望考察绿色金融是否通过促进绿色技术创新和产业结构绿色化升级来影响碳排放，因此，选择绿色技术创新(GI)和产业结构(IS)作为中介变量。绿色技术创新(GI)以各省份年度绿色专利授权量的对数表示。产业结构(IS)采用第二产业产值占地区生产总值的比例来衡量。

4.3. 数据说明

本文的样本期为 2009~2019 年，选取我国 30 个省级行政单位面板数据进行研究，采用拟合差值法进行估计在个别年份缺失的指标。数据来源如下：六大高能耗工业产业利息支出和工业产业利息总支出相关数据来自《中国工业统计年鉴》；绿色专利授权量数据来自 CNRDS 数据库；其余数据均来自 CSMAR 数据库。

各主要变量的描述性统计如表 1 所示。如表 2 所示，经济水平指标均值为 9.634，标准差为 0.912，表明不同省份不同年份经济水平差异很大。由于各个地区经济基础不同，市场化程度不同，地理环境不同，造成各地区经济水平差异很大。碳排放指标均值为 10.308，标准差为 0.736，表明不同省份不同年份碳排放量差异较大。由于我国各省市的经济基础不同，不同资源禀赋导致各省市的碳排放有差异。绿色金融指标均值为 0.304，标准差为 0.126，表明不同省份不同年份绿色金融发展水平存在一定的差异。从

Table 1. Indicators of green finance development level

表 1. 绿色金融发展水平指标

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	指标属性
	绿色信贷	高耗能工业利息占比	高耗能工业产业利息/工业产业利息	-
	绿色信贷	高耗能行业市值占比	六大耗能 A 股市值/A 股总市值	-
绿色金融发展水平	绿色投资	环境污染投资占比	治理污染投资/GDP	+
	绿色保险	农业保险规模比	农业保险收入/农业总产值	+
	碳金融	碳强度	二氧化碳排放量/GDP	-

Table 2. Descriptive statistics of main variables

表 2. 主要变量描述性统计结果

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
C	330	10.380	0.736	8.325	11.920
GF	330	0.304	0.126	0.110	0.804
GDP	330	9.634	0.912	6.846	11.590
URB	330	0.564	0.127	0.299	0.896
ERS	330	0.408	0.151	0.012	0.717
IS	330	3.776	0.231	2.785	4.077
GI	330	5.805	1.505	0.000	8.872

横向上看，各省份的金融基础和投资机会不同，造成不同省份绿色金融发展水平差异较大，从纵向看，绿色金融受市场情绪、宏观政策等众多因素影响，引致不同年份绿色金融水平存在差异。绿色技术创新指标均值为 5.805，标准差为 1.505，表明不同省份不同年份绿色技术创新的差异很大。

5. 实证结果及分析

5.1. 多重共线性检验

考虑到变量之间可能存在多重共线性，为了避免出现此问题，本文进行 VIF 检验。由表 3 可得知，该模型各变量的 VIF 值均小于 10，说明变量间不存在多重共线性问题。

Table 3. Auxiliary regression R^2 and VIF
表 3. 辅助回归 R^2 和 VIF

变量名	VIF	1/VIF
URB	2.530	0.395
ERS	2.490	0.401
GI	2.120	0.471
IS	2.000	0.500
GDP	1.850	0.540
GF	1.590	0.628
Mean	VIF	2.100

5.2. 固定效应模型下绿色金融对碳排放的影响

5.2.1. 基准回归分析

表 4 报告了基准回归结果，经过豪斯曼检验，选择 FE 模型。采用双向固定效应回归得到的调整后 R^2 为 0.464，说明模型解释力较强。由第(2)列回归结果可得，GF 的估计系数为 0.128，没有通过显著性检验，说明绿色金融对碳排放可能存在一定的负向影响效应，但性关系并不显著。再将绿色金融指标二次项加入模型，考察绿色金融是否以非线性的关系影响碳排放，回归结果如表 4 第(3)列所示，绿色金融一次项系数为正，二次项系数为负，均在 1% 水平上显著，可以说明绿色金融与碳排放水平存在显著的倒 U 型关系。证实了前文假设 1。控制变量中，城镇化水平、能源结构显著，说明城镇化率的提高带动人们消费生活水平的提高，进而导致更多的碳排放；我国能源消费结构以煤炭为主的特点是造成碳排放的主要因素，近年来，我国不断加大能源结构调整力度，但以煤炭为主的能源消费结构依然难以改变。符合理论预期。经济发展水平对碳排放存在负向作用，并且显著。这可能是我国经济发展方式转变的结果。近年来我国经济发展进入新常态，GDP 不再是衡量发展的唯一指标，增长动力由能源消耗驱动转向绿色创新驱动，经济增长对能源的依赖下降，产业结构绿色化升级使得产业减排作用逐步增强。

Table 4. Baseline regression results
表 4. 基准回归结果

	OLS	FE	FE	RE
	CO2	CO2	CO2	CO2
GF	0.261	0.128	1.018***	0.126

Continued

	(0.334)	(0.089)	(0.269)	(0.089)
GI	0.174*** (0.032)	0.027* (0.016)	0.031* (0.016)	0.038** (0.015)
IS	1.287*** (0.205)	0.558*** (0.079)	0.530*** (0.078)	0.561*** (0.078)
GDP	-0.221*** (0.050)	-0.288*** (0.047)	-0.274*** (0.046)	-0.267*** (0.043)
URB	1.728*** (0.418)	1.463*** (0.306)	1.516*** (0.301)	1.455*** (0.296)
ERS	1.915*** (0.350)	0.798*** (0.136)	0.796*** (0.133)	0.815*** (0.135)
GF2			-1.231*** (0.351)	
_cons	4.799*** (0.784)	9.702*** (0.542)	9.479*** (0.536)	9.421*** (0.525)
N	330.000	330.000	330.000	330.000
r2	0.331	0.521	0.541	
r2_a	0.319	0.464	0.484	

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

5.2.2. 链式中介机制分析

利用前文链式中介模型对绿色技术创新和产业结构绿色化升级是否在绿色金融和碳排放之间存在链式中介效应进行检验，表 5 列(1)是对绿色金融影响碳排放的主效应检验。列(2)~(4)是对绿色技术创新和产业结构绿色化升级的链式中介效应的检验。在对时间和个体效应进行固定后，回归结果如表 5 第(3)列所示，绿色技术创新对产业结构绿色化升级的影响在 1%显著性水平下显著为负，说明绿色技术创新对产业结构绿色化升级有抑制作用，即绿色技术创新增加 1%，产业结构降低 4.4%，即第二产业在三个产业中的占比下降。表明绿色技术创新有助于产业结构升级和绿色化转型。回归结果如表 5 第(4)列所示，绿色金融对碳排放的影响仍然为显著的倒 U 型关系，绿色技术创新对碳排放影响的回归系数在 5%显著性水平下显著为负，产业结构绿色化升级对碳排放影响的回归系数在 1%显著性水平下显著为正。

进一步地，从绿色金融对碳排放产生抑制作用的拐点来看，在未加入绿色技术创新和产业结构绿色化升级之前拐点为 0.4124，即当绿色金融水平大于 0.4124 时，对碳排放产生抑制作用，当前绿色金融平均水平为 0.3040，在总体样本 330 个中仅有 51 个样本越过拐点发挥绿色金融的碳减排效应，说明目前我国绿色金融主要分布在倒 U 型的左侧，对碳排放主要表现为促进作用。在加入绿色技术创新和产业结构绿色化升级之后拐点值变为 0.4083 小于前者，且越过拐点的样本增加为 4 个，说明在绿色技术创新和产业结构绿色化的作用下，绿色金融对碳排放的抑制作用提前产生。我国绿色金融主要分布在倒 U 型的左侧可能的原因在于，目前我国绿色金融发展还处于基础阶段，加之我国不同地区存在发展不平衡不充分的矛盾，我国整体绿色金融发展水平仍有广阔发展空间。同时，我国绿色技术创新资本的配置机制和风险分散机制发展不成熟，从而造成绿色金融发展对碳排放的抑制效果不明显。

Table 5. Results of chain mediated regression
表 5. 链式中介回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	CO2	GI	IS	CO2
GF	1.064*** (0.276)	-0.509 (0.695)	0.005 (0.172)	1.029*** (0.270)
GF2	-1.290*** (0.353)	0.402 (0.889)	-0.017 (0.220)	-1.260*** (0.345)
GDP	-0.376*** (0.076)	-0.944*** (0.190)	-0.090* (0.049)	-0.415*** (0.077)
URB	1.925*** (0.327)	-1.962** (0.823)	1.305*** (0.205)	1.467*** (0.344)
ERS	0.673*** (0.141)	0.573 (0.355)	-0.184** (0.088)	0.757*** (0.139)
GI			-0.044*** (0.015)	-0.054** (0.023)
IS				0.253*** (0.093)
_cons	12.479*** (0.788)	14.896*** (1.986)	4.381*** (0.536)	12.342*** (0.936)
N	330.000	330.000	330.000	330.000
r2	0.588	0.921	0.791	0.609
r2_a	0.524	0.908	0.758	0.546
id	Yes	Yes	Yes	Yes
time	Yes	Yes	Yes	Yes

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

5.3. 绿色金融影响碳排放的机制检验

Taylor 等(2008) [24]总结对比了链式中介的三种检验方法，对比研究发现 Bootstrap 方法最优，并且以偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法更好。

链式中介效应的检验的结果中需要着重关注三点：其一，两个次序中介变量的中介路径的作用大小和显著性；其二，中介路径 1 和中介路径 3 的作用大小和显著性；其三，在控制了三条中介路径后，自变量对因变量的直接作用大小及显著性。

中介机制检验结果如下：通过 Zhao (2010) [25]提出的中介分析，参照 Hayes 等(2011) [26]和 Hayes (2013) [27]提出的链式中介的检验方法，进行 Bootstrap 中介变量检验。数据结果通过表 6 可以看出“绿色金融→绿色技术创新→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著(0.0545, 0.2241)，作用大小为 0.1233；“绿色金融→绿色技术创新→碳排放”的中介路径显著(-0.9015, -0.3415)，作用大小为-0.6077；“绿色金融→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著(-0.8080, -0.2044)，作用大小为-0.4628。

“绿色金融→碳排放”直接效应显著，再次验证假说 1。

Table 6. Bootstrap test of chain mediation effect
表 6. 链式中介效应的 Bootstrap 检验

中介路径	效应类别	效应大小	95% 误差修正置信区间		
			标准误差	下限(LLCI)	上限(ULCI)
GF→C	总效应	-0.1671	0.2771	-0.7123	0.3781
GF→C	直接效应	0.7802	0.2681	0.2528	1.3077
GF→GI→C	间接效应	-0.6077	0.1406	-0.9015	-0.3415
GF→IS→C	间接效应	-0.4628	0.1535	-0.8080	-0.2044
GF→GI→IS→C	间接效应	0.1233	0.0436	0.0545	0.2241

5.4. 区域异质性分析

张成等(2011) [28]研究论述李东部地区生产率水平高于中西部地区。因此，绿色金融对碳排放的影响可能具有区域异质性。为了考察绿色金融对碳排放影响中是否存在区域异质性，本文按照东、中西部部分区域进行回归检验。

表 7 第(5)列报告了全样本回归结果，第(1)~(4)列体现了东部地区样本回归结果，第(2)列回归结果显示，东部地区绿色技术创新对绿色金融一次项的影响在 5% 显著性水平下显著为正，对绿色金融二次项的影响在 10% 显著性水平下显著为负，即绿色金融对绿色技术创新的影响为显著的倒 U 型关系。且有 94 个样本点曲线右侧，仅有 16 个样本点曲线左侧，可能是由于东部地区在金融机构数量较多并且绿色金融发展优势明显，而且东部地区集聚了科技创新人才和创新资本，能更好地发挥绿色金融对绿色科技作用的促进作用，但在未来要加强对金融机构的监管避免绿色金融发展对绿色技术创新产生的负向效应。第(4)列回归结果显示，东部地区绿色金融发展对区域碳排放的影响为不显著的 U 型关系。且有 109 个样本点曲线右侧，仅有 1 个样本点曲线左侧。这可能是由于东部地区生态环境基础较好，居民环保意识相对较强，因而绿色金融发展对东部地区碳减排的促进效果没那么显著。

表 8 数据结果表明东部地区“绿色金融→绿色技术创新→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著(0.5091, 1.6240)；“绿色金融→绿色技术创新→碳排放”的中介路径显著(-1.8335, -0.7268)；“绿色金融→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著(-0.8080, -0.2044)。然而东部地区“绿色金融→碳排放”直接效应并不显著。

表 9 第(5)列报告了全样本回归结果，第(1)~(4)列报告了中西部地区样本回归结果。第(2)列回归结果显示，在中西部地区绿色金融对绿色技术创新的影响也为显著的倒 U 型关系，第(4)列回归结果显示，东部地区碳排放对绿色金融一次项的影响在 5% 显著性水平下显著为正，对绿色金融二次项的影响在 1% 显著性水平下显著为负，即碳排放对绿色技术创新的影响为显著的倒 U 型关系。且有 66 个样本点曲线右侧，有 121 个样本点曲线左侧这说明绿色金融在中西部地区虽取得了更好的碳减排效果，但还有待改善和进步。这可能是由于中西部地区生态环境脆弱性较强，同时经济发展较发达地区滞后。近年来，在国家西部大开发和中部崛起等相关政策的正面影响下，加之高端产业向中西部迁移，中西部地区非常注重经济发展质量和国家绿色环保政策的落实(李毓等, 2020) [29]。因此，绿色金融发展对中西部绿色技术创新和碳减排的促进效果较为显著。

表 10 数据结果表明中西部地区“绿色金融→绿色技术创新→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著(-0.3932, -0.0727)；“绿色金融→绿色技术创新→碳排放”的中介路径显著(-0.9015, -0.3415)；

“绿色金融→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著(-0.8080, -0.2044)。中西部地区“绿色金融→碳排放”直接效应显著。再次验证假说 1。

Table 7. Regression analysis of the whole sample and the eastern region
表 7. 全样本与东部地区回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CO2	GI	IS	CO2	CO2
GF	-0.182 (0.346)	2.062** (1.007)	-0.033 (0.236)	-0.233 (0.357)	1.029*** (0.270)
GF2	0.102 (0.340)	-1.910* (0.989)	-0.004 (0.231)	0.153 (0.350)	-1.260*** (0.345)
GDP	-0.146 (0.135)	-1.373*** (0.391)	-0.260*** (0.096)	-0.080 (0.151)	-0.415*** (0.077)
URB	2.542*** (0.301)	4.871*** (0.876)	0.841*** (0.234)	2.317*** (0.380)	1.467*** (0.344)
ERS	0.188 (0.194)	0.213 (0.564)	-0.157 (0.129)	0.200 (0.197)	0.757*** (0.139)
GI			0.040 (0.025)	0.022 (0.038)	-0.054** (0.023)
IS				0.115 (0.165)	0.253*** (0.093)
_cons	10.212*** (1.415)	16.467*** (4.117)	5.844*** (1.027)	9.107*** (1.827)	12.342*** (0.936)
N	110.000	110.000	110.000	110.000	330.000
r2	0.739	0.961	0.899	0.742	0.609
r2_a	0.665	0.950	0.869	0.661	0.546
id	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
time	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

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

Table 8. Bootstrap test of chain mediation effect
表 8. 链式中介效应的 Bootstrap 检验

中介路径	效应类别	效应大小	95% 误差修正置信区间		
			标准误差	下限(LLCI)	上限(ULCI)
GF→C	总效应	-1.0114	0.4030	-1.8104	-0.2123
GF→C	直接效应	0.5932	0.3528	-0.1066	1.2930
GF→GI→C	间接效应	-1.2349	0.3791	-1.8335	-0.6081
GF→IS→C	间接效应	-1.3717	0.3559	-2.1459	-0.7268
GF→GI→IS→C	间接效应	1.0020	0.2830	0.5091	1.6240

Table 9. Regression analysis between the whole sample and the central and western regions
表 9. 全样本与中西部地区回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CO2	GI	IS	CO2	CO2
GF	1.607*** (0.487)	4.386*** (1.230)	0.313 (0.240)	1.192** (0.495)	1.029*** (0.270)
GF2	-2.261*** (0.694)	-4.267** (1.754)	-0.345 (0.335)	-1.840*** (0.690)	-1.260*** (0.345)
GDP	0.080 (0.135)	-0.832** (0.340)	-0.471*** (0.065)	0.334** (0.154)	-0.415*** (0.077)
URB	-4.048*** (1.062)	-2.674 (2.686)	0.632 (0.506)	-4.145*** (1.042)	1.467*** (0.344)
ERS	1.239*** (0.182)	0.746 (0.461)	0.334*** (0.087)	1.049*** (0.187)	0.757*** (0.139)
GI			0.001 (0.015)	0.064** (0.031)	-0.054** (0.023)
IS				0.425** (0.165)	0.253*** (0.093)
_cons	10.001*** (1.585)	11.953*** (4.006)	8.006*** (0.773)	5.828*** (2.064)	12.342*** (0.936)
N	187.000	187.000	187.000	187.000	330.000
r2	0.712	0.933	0.852	0.731	0.609
r2_a	0.655	0.920	0.822	0.674	0.546
id	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
time	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

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

Table 10. Bootstrap test of chain mediation effect
表 10. 链式中介效应的 Bootstrap 检验

中介路径	效应类别	效应大小	95% 误差修正置信区间		
			标准误差	下限(LLCI)	上限(ULCI)
GF→C	总效应	2.3668	0.3513	1.6737	3.0600
GF→C	直接效应	3.1312	0.3280	2.4839	3.7785
GF→GI→C	间接效应	-0.2268	0.1188	-0.4960	-0.0304
GF→IS→C	间接效应	-0.3341	0.1589	-0.6807	-0.0580
GF→GI→IS→C	间接效应	-0.2035	0.0812	-0.3932	-0.0727

5.5. 稳健性检验

本文主要从以下一个方面对绿色金融的碳减排效应进行稳健性检验。稳健性检验结果见下表 11。

替换绿色金融代理变量的检验

前文采用非高耗能工业产业利息支出占比来衡量绿色金融发展水平。为保证结果的稳健性，本文使用绿色信贷指数代替绿色金融指数，估计结果如表 11 第(3)列所示，GF 与 GF2 系数均在 5%的水平下显著，绿色金融对碳排放的影响依旧为倒 U 型关系与基准回归结果一致。

Table 11. Robustness test

表 11. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	CO2	GI	IS	CO2
GF	0.807* (0.464)	1.671 (1.146)	-0.534* (0.281)	1.091** (0.455)
GF2	-0.735 (0.488)	-1.514 (1.205)	0.431 (0.295)	-0.976** (0.477)
GDP	-0.371*** (0.077)	-0.931*** (0.191)	-0.089* (0.049)	-0.414*** (0.079)
URB	1.739*** (0.341)	-2.151** (0.841)	1.404*** (0.208)	1.160*** (0.360)
ERS	0.667*** (0.144)	0.544 (0.355)	-0.174** (0.087)	0.759*** (0.141)
GI			-0.040*** (0.014)	-0.063*** (0.024)
IS				0.298*** (0.096)
_cons	12.496*** (0.811)	14.322*** (2.002)	4.455*** (0.531)	12.236*** (0.955)
N	330.000	330.000	330.000	330.000
r2	0.572	0.921	0.797	0.601
r2_a	0.506	0.909	0.765	0.536
id	Yes	Yes	Yes	Yes
time	Yes	Yes	Yes	Yes

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

5.6. 结论与分析

在全样本回归和中西部地区回归的结果中显示绿色金融对碳排放的影响为显著的倒 U 型关系，且样本点大多数分布在曲线的左侧。从长期来看肯定了绿色金融的积极作用。城镇化(URB)和能源结构(ERS)与碳排放呈正相关关系，这可能是城镇化率的增长，增加了对能源的消耗。我国能源结构以煤炭为主的特点长时间内无法改变，对能源的过度依赖会导致碳排放的增加。经济水平(GDP)与碳排放呈负相关关系，这可能是因为随着我国经济的发展，越来越注重经济发展对环境的影响，碳密集型产业从粗放式发展，转向以绿色技术创新为主导的产业结构转型升级的新阶段，从而抑制碳排放的增加。从我东部地区绿色

金融对碳排放的影响未通过显著性检验。可能是因为绿色金融通过创造经济新增长点来促进经济规模的扩大,然而经济规模效应对碳排放的作用路径并不清晰,原因可能是经济规模扩大导致能源消耗巨大,但是当经济增长到一定水平时会选择可持续发展的方式降低能源消耗带来的直接影响。中西部地区和东部地区由于地理位置和环境资源储备,经济发展的不同,导致绿色金融对碳排放的影响路径不同。

绿色金融发展前期对绿色技术进步有抑制作用,在发展成熟后,可以促进绿色技术创新进步,进而减少碳排放。即绿色金融对绿色技术创新的影响为显著的倒 U 型关系,可能是因为绿色金融发展前期由于风险高,融资困难,抑制绿色技术进步。通过 Bootstrap 中介变量检验结果显示无论是全样本,东部地区还是中西部地区“绿色金融→绿色技术创新→碳排放”的中介路径显著。

绿色金融通过促进产业结构绿色化升级抑制碳排放的增加。通过 Bootstrap 中介变量检验结果显示无论是全样本,东部地区还是中西部地区“绿色金融→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著。

绿色金融通过促进绿色技术创新的进步,进而促进产业结构绿色化升级,进一步促进碳排放的减少。通过 Bootstrap 中介变量检验结果显示无论是全样本,东部地区还是中西部地区“绿色金融→绿色技术创新→产业结构绿色化升级→碳排放”的中介路径显著。

6. 政策与建议

坚持走低碳经济发展道路,将“双碳”目标在绿色金融发展中深入贯彻落实。本文研究表明,在一定条件下,碳达峰能够鞭策企业进行绿色技术创新,这为“双碳”助力产业结构绿色化升级提供了重要保证。在绿色技术创新的带领下,“双碳”目标不仅不会限制经济发展,而且会创造新的经济增长点,加速我国经济发展效率。现阶段,技术进步仍然是碳减排的关键因素。为推动“双碳”目标的早日实现,不仅要加强对核心低碳技术的开发、掌握和规模化利用,同时坚持提升能源利用效率、优化能源结构。

考虑各地区经济发展水平不同的限制,各地区差异化实现“双碳”目标。由于我国东部和中西部地区技术水平与生产成本差异较大,受此影响,东部地区排放较高的产业会逐步向中西部转移(林伯强和邹楚沅, 2014) [30],能源结构的改变会加快转移进程。产业转移不仅有利于中西部经济发展,同时有利于促进东部地区产业结构转型升级。因此我国应该在支持产业转移的同时,基于各区域不同技术水平发展情况,针对性地出台绿色技术创新鼓励政策,同时提高技术向产业渗透的能力,促进技术溢出效应提升,为中西部碳减排提供技术保证;同时也应该考虑东部地区产业结构转型升级的重要性,落实绿色金融政策,加快东部地区产业结构绿色化升级,最终达到全国碳减排的目的。

基金项目

国家自然科学基金“Black-Scholes 期权定价模型的时间自适应算法与分析”(12271142)。

参考文献

- [1] 安伟. 绿色金融的内涵、机理和实践初探[J]. 经济经纬, 2008(5): 156-158.
- [2] 李戎, 刘璐茜. 绿色金融与企业绿色创新[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2021, 74(6): 126-140.
- [3] 李晓西, 夏光, 蔡宁. 绿色金融与可持续发展[J]. 金融论坛, 2015, 20(10): 30-40.
- [4] 王琛. 双碳目标下的绿色金融与棕色产业转型升级[J]. 科技经济市场, 2022(9): 16-18.
- [5] Mizobuchi, K. (2008) An Empirical Study on the Rebound Effect Considering Capital Costs. *Energy Economics*, **30**, 2486-2516. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.01.001>
- [6] Okushima, S. and Tamura, M. (2010) What Causes the Change in Energy Demand in the Economy? The Role of Technological Change. *Energy Economics*, **32**, S41-S46. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.03.011>
- [7] 魏巍贤, 杨芳. 技术进步对中国二氧化碳排放的影响[J]. 统计研究, 2010, 27(7): 36-44.
- [8] 魏楚, 杜立民, 沈满洪. 中国能否实现节能减排目标: 基于 DEA 方法的评价与模拟[J]. 世界经济, 2010, 33(3):

141-160.

- [9] 杜刚, 孙作人, 苗建军. 基于文献计量的碳排放强度研究前沿理论综述[J]. 经济学动态, 2012(4): 88-91.
- [10] 王锋, 冯根福, 吴丽华. 中国经济增长中碳强度下降的省区贡献分解[J]. 经济研究, 2013, 48(8): 143-155.
- [11] Wang, C.H. (2007) Decomposing Energy Productivity Change: A Distance Function Approach. *Energy*, **32**, 1326-1333. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2006.10.001>
- [12] 杨莉莎, 朱俊鹏, 贾智杰. 中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角[J]. 经济研究, 2019, 54(11): 118-132.
- [13] 杜莉, 郑立纯. 我国绿色金融政策体系的效应评价——基于试点运行数据的分析[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2019, 34(1): 173-182, 199.
- [14] 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022(8): 1-17.
- [15] 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.
- [16] 尹子攀, 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.
- [17] 孙莹, 孟瑶. 绿色金融政策与绿色技术创新——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(11): 126-138.
- [18] 蔺雪芹, 边宇, 王岱. 京津冀地区工业碳排放效率时空演化特征及影响因素[J]. 经济地理, 2021, 41(6): 187-195.
- [19] 胡习习, 石薛桥. 绿色技术创新对碳排放绩效的影响研究——以东北地区为例[J]. 湖北农业科学, 2022, 61(17): 5-10.
- [20] 谭敏. 绿色金融对我国二氧化碳排放的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 重庆: 西南大学, 2020. <https://doi.org/10.27684/d.cnki.gxndx.2020.002117>
- [21] 覃维. 技术进步视角下绿色金融对产业结构绿色化升级的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 重庆: 西南大学, 2021.
- [22] 陈瑞, 郑毓煌, 刘文静. 中介效应分析: 原理、程序、Bootstrap 方法及其应用[J]. 营销科学学报, 2013, 9(4): 120-135.
- [23] 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.
- [24] Taylor, A.B., MacKinnon, D.P. and Tein, J.Y. (2008) Test of the Three-Path Mediated Effect. *Organizational Research Methods*, **11**, 241-269. <https://doi.org/10.1177/1094428107300344>
- [25] Zhao, X., Lynch, J.G. and Chen, Q. (2010) Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis. *Journal of Consumer Research*, **37**, 197-206. <https://doi.org/10.1086/651257>
- [26] Hayes, A.F., Preacher, K.J. and Myers, T.A. (2011) Mediation and the Estimation of Indirect Effects in Political Communication Research. In: Bucy, E.P. and Lance Holbert, R., Eds., *Sourcebook for Political Communication Research: Methods, Measures, and Analytical Techniques*, Routledge, New York, 434-465.
- [27] Hayes, A.F. (2013) *An Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*. Guilford Press, New York.
- [28] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, 46(2): 113-124.
- [29] 李毓, 胡海亚, 李浩. 绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析——基于中国省级面板数据[J]. 经济问题, 2020(1): 37-43.
- [30] 林伯强, 邹楚沅. 发展阶段变迁与中国环境政策选择[J]. 中国社会科学, 2014(5): 81-95, 205-206.