

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2023.08.001

张梓榆, 陈辰, 易红, 等. 环境规制视角下绿色金融发展对碳排放的影响研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(8): 1-11.

环境规制视角下绿色金融发展对碳排放的影响研究

张梓榆¹, 陈辰², 易红³, 令狐煜婷¹

1. 贵州财经大学 大数据应用与经济学院, 贵阳 550025; 2. 西南财经大学 金融学院, 成都 611130;
3. 贵州财经大学 工商管理学院, 贵阳 550025

摘要: 绿色金融发展对碳排放的抑制作用逐渐受到学界的广泛关注, 而这一效应可能受到环境规制的调节. 该文选取中国 30 个省份 2003—2021 年的面板数据, 就绿色金融发展对碳排放的影响及环境规制的调节作用进行研究, 发现: ① 绿色金融发展有效降低了碳排放强度和人均碳排放, 且存在时滞效应; ② 绿色金融政策的实施会强化绿色金融的碳减排效应; ③ 直接管制型和公众参与型环境规制对绿色金融的碳减排效应存在调节作用, 但经济激励型环境规制并没有产生调节作用. 政府应进一步推动绿色金融长期稳定发展, 加快绿色金融的立法进程, 完善环境规制工具体系, 强化环境规制与绿色金融的协同效应.

关键词: 绿色金融; 环境规制; 碳排放; 低碳转型; 文本分析

中图分类号: F832 **文献标志码:** A

文章编号: 1673-9868(2023)08-0001-11

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Research on the Effects of Green Finance Development on Carbon Emissions from the Perspective of Environmental Regulations

ZHANG Ziyu¹, CHEN Chen², YI Hong³, LINGHU Yuting¹

1. College of Big Data Application and Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China;
2. School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;
3. College of Business Administration, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China

Abstract: The inhibiting effects of green finance development on carbon emissions reduction has attracted extensive attention from academia, while aforementioned effects may be moderated by environmental regulations. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2003—2021, this paper examines the relationship between green finance development and carbon emissions, and studies the moderating role of envi-

收稿日期: 2022-10-18

基金项目: 国家社会科学基金项目(21ZDA062, 20AZD080).

作者简介: 张梓榆, 博士, 副教授, 主要从事经济统计与绿色金融研究.

ronmental regulations. Our findings point out that development of green finance can reduce carbon emission intensity and per capita carbon emissions, and there is a time lag effect. Meanwhile, the implementation of green finance policies will strengthen the carbon emission reduction effect of green finance. Additionally, administrative regulations and public participation regulations have moderating effects on the carbon emissions reduction effect of green finance, whereas the economic incentive regulations have no moderating effects. In view of this, the government should prioritize the consistent and steady development of green finance and facilitate the green finance legislation, and upgrade the environmental regulation tools system, to enhance the synergy effect between environmental regulations and green finance.

Key words: green finance; environmental regulation; carbon emission; low-carbon transition; text analysis

改革开放以来“高投入”“高耗能”的粗放型发展方式,虽然带动了我国经济的快速增长,但随之衍生出的碳排放高企等污染问题也对人类赖以生存的资源 and 环境造成了严重破坏,威胁经济社会的可持续发展。截至 2021 年底,我国碳排放量达到 105.23 亿 t, 占全球总量的 28.99%,在一定程度上加剧了温室效应。鉴于碳排放对中国及世界可持续发展带来的巨大压力,国家高度重视碳减排工作。

要实现绿色低碳的生产和生活方式,必须依靠对低碳技术进行长期、大量的投资来改变碳排放背后的产业和技术路径,实现发展方式的绿色转型。为此,充分发挥绿色金融对生产方式的引导作用,在增强高排放企业融资约束的同时为低碳技术创新和应用提供资金支持,成为了减少碳排放的重要举措^[1]。绿色金融发展,一方面可以对低碳技术融资产生“补贴效应”,缓解相关企业的融资约束,增加其研发投入,进而提供更多的绿色产品或服务;另一方面会对高排放企业融资产生“挤出效应”,迫使其进行技术改造升级或缩减生产规模^[2],进而降低碳排放。

通过发挥金融在资源配置中的核心作用,引导企业绿色生产从而降低碳排放已得到学界的广泛关注和认可^[3]。同时,政府制定相应的环境政策与法规来确保上述机制的顺利运行至关重要^[4]。首先,环境规制的提升会强化绿色金融对高排放企业融资的“挤出效应”,防范这类企业通过洗绿、末端治理等手段攫取绿色金融资金^[5]。其次,环境规制增强还会促进绿色金融的技术创新“补偿效应”超过“遵循成本”,倒逼高排放企业进行生产方式转型,实现低碳发展^[6]。鉴于此,本文在环境规制视角下探讨绿色金融的碳减排效应,对发挥绿色金融促进经济低碳发展的核心作用,多维度构建低碳发展的制度保障,助推发展方式绿色转型等方面具有重要意义。

本文运用中国 2003—2021 年省级面板数据,构建系统广义矩估计模型,就绿色金融发展对碳排放的影响进行检验,并对环境规制的调节作用进行探索。可能的贡献在于:① 在研究视角上,本文通过时滞效应分析探讨了绿色金融发展与碳排放的长期关系,为保持绿色金融政策的连贯性和稳定性提供了实证基础。② 在研究方法上,由于目前学界尚未找到合适的工具变量,本文采用了系统广义矩估计方法来解决绿色金融发展与碳排放之间的内生性问题。③ 在研究内容上,将异质性环境规制工具纳入调节效应分析,为更加全面地理解不同环境规制工具的作用,进一步优化环境规制工具组合提供了有益借鉴。

1 机制与研究假设

1.1 绿色金融对碳排放的作用机制

绿色金融能够内部化高排放企业的环境负外部性,按照资金配置环保原则,引导市场上的资金流向更为绿色环保的行业领域,从而加速产业清洁转型,实现节能减排^[7]。目前的研究主要是将绿色金融发展的碳减排机制归纳为“补贴效应”和“挤出效应”两个渠道。持“补贴效应”观点的研究认为,绿色金融发展需要实施差别化的融资政策,即对清洁行业企业采取资金支持和优惠利率政策,引导市场中的资金流向更环保、更绿色的行业,在保证企业有足够资金扩大生产规模的基础上进一步对绿色技术研发进行投资,实现低碳发展^[8]。持“挤出效应”观点的学者则认为,绿色金融中限制融资额度和惩罚性高利率政策

的实施, 显著增加了高排放企业的融资成本与约束, 对传统融资产生了挤出效应, 而融资约束则会倒逼它们进行技术改造、产品升级, 进而降低对自然资源的消耗, 减少碳排放^[9]。由此可见, 绿色金融发展不仅可以通过融资约束机制限制高排放企业的发展, 而且能够鼓励绿色技术创新及生产方式的绿色转型, 达到节能减排的效果。

有两项绿色金融政策对金融市场与相关企业影响较深。2007 年, 原国家环境保护总局、中国人民银行和原中国银行监督管理委员会共同推出了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》(以下简称《意见》), 旨在发展绿色信贷以实现环境保护和节能减排。2012 年, 银监会颁布的《绿色信贷指引》(以下简称《指引》), 更加明确地指出对高排放企业实施限制贷款额度和惩罚性高利率, 以期通过提高其融资准入门槛和成本, 有效刺激高排放企业的低碳创新投资动力^[10]。陆菁等^[9]发现《意见》的实施具有显著的正向市场选择效应和市场份额再配置效应, 从而加剧了高污染行业企业的退出风险。王馨等^[11]、Yu 等^[12]采用双重差分法对《指引》实施前后企业的创新行为进行研究发现, 作为绿色金融体系的重要组成部分, 绿色信贷对推动企业进行绿色创新, 构建以市场为导向的绿色技术创新体系发挥了至关重要的驱动作用。谢乔昕等^[13]发现《指引》的颁布强化了绿色金融发展背景下金融机构对资金使用方的监督功能, 进而有效提升了企业的绿色创新技术投资效率, 加速推动了我国经济结构调整, 促进了绿色低碳发展。综上, 本文提出假设 1a 和假设 1b。

假设 1a: 绿色金融发展对碳排放存在抑制作用;

假设 1b: 绿色金融政策的实施会强化绿色金融的碳减排效应。

1.2 环境规制对碳排放的作用机制

随着粗放式增长带来的生态压力逐渐增大, 政府会通过法律法规的制定要求企业履行环境社会责任。在此背景下, 环境规制便成为了推动实现“双碳”目标的重要工具及平衡经济发展与生态环境保护关系的重要手段。通过提升企业排放成本, 环境规制能够对企业生产方式和规模产生干预进而影响碳排放。对于高排放企业而言, 环境规制会增加他们的遵循成本, 进而迫使他们缩减生产规模, 而伴随环境规制强度的进一步提升, 污染治理成本会最终超过绿色技术创新成本, 在外部成本压力迫使下, 企业不得不通过成本内部化方式进行环保技术创新或使用, 以实现生产方式的低碳转型^[6]。而对于低排放企业而言, 环境规制增强则有利于它们获取政策、资金等方面的支持, 一方面促进其加大低碳技术创新投入, 促进生产工艺绿色转型, 抑或通过提高生产工艺水平, 提升自身绿色全要素生产率; 另一方面有利于自身扩大生产规模及对低碳技术的应用, 实现生产经营的可持续性^[14]。

自改革开放以来, 我国逐步构建起直接管制型、经济激励型和公众参与型“三位一体”的环境政策工具体系。直接管制型规制由环保行政部门依据相关的法律法规、标准技术对生产行为进行管制和强制监督, 能够将环保事项前置, 且具有强制性和及时性, 执行成本低, 有利于对环境污染源进行控制, 是目前公认最为有效的政策工具^[15]。经济激励型规制通过收费或补贴的方式, 推动企业在排污成本和收益之间进行自主选择, 决定企业的生产技术和排污量。由于需要兼顾“减排”与“增长”双重目的, 一方面企业在遵循成本低于收益时会大概率维持当前高排放生产方式; 另一方面环保部门在执行经济激励型规制的过程中难免导致目标冲突, 进而出现重“增长”而轻“减排”的现象, 这种局面在经济增长压力较大的地区尤为明显^[16]。公众参与型规制主要通过社会公共舆论等措施间接推动相关的环保法律法规、技术标准得到更严格的落实和执行, 对于地方治理绩效具有显著的正向作用, 并且在政府行政干预不足的地方, 公众诉求的重要性更加突出^[17]。综上, 本文提出假设 2。

假设 2: 环境规制对碳排放具有抑制作用, 但不同工具之间可能存在异质性。

1.3 环境规制背景下绿色金融对碳排放的作用机制

绿色金融发展能够优化资金在不同企业间的配置, 通过“挤出效应”和“补贴效应”加速企业低碳转型, 减少碳排放。然而, 目前我国绿色金融发展仍处于起步阶段, 与之配套的相关法律法规体系尚不完善, 因此上述机制的实现亟须加强制度保障^[18]。一方面从投资者角度来看, 尽管企业环境绩效与机构投资者持股

比例之间存在正相关关系,但这种关系仅仅体现在长期投资者的持股比例上.考虑到我国金融市场中绝大多数投资者过分追求短期利益,加之绿色投资融资偿付期限和投资回报期限错配严重阻碍了金融市场上的分散资金流向绿色环保领域^[19],无疑会制约绿色投资规模的扩大.另一方面从企业角度来看,绿色创新技术投资周期长、投资收益不确定等因素极有可能诱导企业采取更低成本、低效率洗绿、末端治理等行为来掩盖生产活动的环境负外部性^[20],阻碍技术进步,从而无法真正降低企业的碳排放.

鉴于此,从环境规制层面为绿色金融发展提供制度保障,强化绿色金融发展的碳减排效应便尤为重要^[13].首先,环境规制可以直接改善绿色金融的资金配置效率.通过构建绿色资本流动载体,以环境规制作为政策支持,形成环保政策体系与绿色金融协同支持低碳发展的新模式,在提高金融资源绿色配置积极性的同时,有利于引导社会分散资金流向绿色领域,打破绿色投资单一的局限性^[21].其次,环境规制能够间接提升绿色创新技术的投资效率.尽管企业可能会选择易模仿、低成本的末端治理技术躲避宽松的环境规制,但当环境规制足够严格时,上述行为会面临金融机构终止授信等融资困境^[22].因此,企业的理性选择是切实提高绿色投资效率,创新绿色技术以缓解融资约束,从根本上实现绿色转型^[23].环境规制加强不仅能够有效改善绿色金融的资金配置效率,而且能够提升绿色技术投资效率,进而促进环保技术创新,减少碳排放.综上,本文提出假设 3.

假设 3: 环境规制对绿色金融的碳减排效应存在调节作用.

2 实证设计

2.1 数据来源

本文选取中国 30 个省份(不包含中国香港、中国澳门、中国台湾、西藏)2003—2021 年的面板数据为样本进行实证分析.其中,碳排放数据源于中国碳核算(CEADs)数据库(该数据库对于中国省级层面碳排放只披露到 2019 年,本文运用灰色预测模型进行补全,所有省份灰色预测模型的后验差比 C 值均在 0.35 以内,表明预测效果很好,模型精度等级非常高);绿色金融指数源于 2004—2022 年《中国统计年鉴》《中国保险年鉴》及各省份统计年鉴、Wind 数据库;环境规制数据源于 EPS(Easy Professional Superior)数据库;其余数据源于《中国工业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》、国家统计局网站及政府报告.主要变量定义及统计特征如表 1 所示.

表 1 主要变量定义及统计特征

变量名称	变量定义	简称	均值	标准差	最小值	最大值
绿色金融指数	绿色金融发展综合指数	<i>Index</i>	0.16	0.10	0.04	0.83
滞后一期指数	滞后一期绿色金融发展综合指数	<i>Index</i> (-1)	0.14	0.09	0.04	0.79
碳排放强度	碳排放总量	<i>Intensity</i>	2.65	2.24	0.19	12.57
人均碳排放	碳排放总量	<i>P-capita</i>	8.16	7.60	0.91	64.46
城镇化率	城镇常住人口	<i>Urbanization</i>	0.53	0.14	0.24	0.89
专利数	万人专利发明授权数(取对数)	<i>Patent</i>	1.56	1.01	0.12	4.32
贸易开放度	进出口总额	<i>Open</i>	0.32	0.39	5.57e^{-3}	1.89
产业结构	第二产业产值	<i>Structure</i>	0.88	0.06	0.62	0.99
能源消费	能源消费	<i>Consumption</i>	3.24	1.71	0.72	11.54
环境规制	环境规制综合指数	<i>T-regulation</i>	0.55	0.56	0.37	0.75
直接管制型	地区环保系统工作人员数量(取对数)	<i>A-regulation</i>	8.45	0.79	6.43	10.20
经济激励型	工业污染治理投资完成额	<i>M-regulation</i>	1.47	1.33	8.60e^{-3}	9.91
公众参与型	环境信访上访批次(取对数)	<i>P-regulation</i>	7.02	1.26	1.09	9.11

2.2 模型设定

首先设置基本计量方程进行基准回归:

$$Carbon_i = \alpha_0 + \alpha_1 Index + \alpha_2 Cons + \epsilon_0 \tag{1}$$

式(1)中, $Carbon_i$ 为因变量碳排放, $i=1,2$ 分别对应碳排放强度 *Intensity* 和人均碳排放 *P-capita*, 具体含义见表 1. $Index$ 为绿色金融指数, α_0 为常数项, α_1 、 α_2 为回归系数, $Cons$ 为控制变量, ϵ_0 为扰动项.

2.3 变量选取

因变量: 碳排放强度和人均碳排放. 相较于碳排放总量, 碳排放强度和人均碳排放指标针对不同经济规模区域的样本更具可比性. 因此, 借鉴邵帅等^[24]的方法, 采用碳排放强度和人均碳排放作为因变量进行研究.

自变量: 绿色金融指数. 本文借鉴 Chen 等^[7]的方法, 根据中国金融学会绿色金融专业委员会提出的绿色信贷、绿色证券、绿色投资、绿色保险 4 个维度, 利用熵值法构建绿色金融发展综合指数, 较为全面地衡量了各省份绿色金融发展状况.

调节变量: 环境规制. 本文参照赵玉民等^[25]的划分原则, 结合国内环境规制政策体系, 将直接管制型、经济激励型及公众参与型 3 类工具纳入调节效应模型中进行论证, 并通过各地区环保系统工作人员数量、各地区工业治理投资完成额与地区生产总值的比值, 以及各地区环境信访上访批次进行度量.

控制变量: 考虑到我国各省份之间经济发展水平、人力资本及经济结构之间存在显著差异, 在借鉴 Dong 等^[26]方法的基础上, 本文选取城镇化率、万人有效发明专利数、贸易开放度、产业升级、人均能源消费作为控制变量.

3 实证结果及分析

3.1 基准回归

鉴于实证分析采用面板数据, 本文首先进行 Hausman 检验确定回归模型, 模型(1)–模型(6)的 Hausman 检验结果均在 $p<1\%$ 水平具有统计学意义, 拒绝原假设, 因此本文采用固定效应模型对方程进行回归, 结果如表 2 所示. 模型(1)和模型(2)展示了在未添加控制变量的情况下, 绿色金融指数对碳排放强度和人均碳排放的回归结果, 二者回归系数分别为 -0.38 和 -0.46 , 均显著, 说明绿色金融发展有效降低了碳排放强度和人均碳排放. 一方面绿色金融发展对环保技术创新存在“补贴效应”, 金融机构在绿色发展导向下会对采用清洁生产技术、节能减排的企业提供融资便利, 促进资本、劳动力、技术等要素发生转移和重组, 加速企业绿色转型; 另一方面绿色金融发展通过金融产品定价存在“挤出效应”, 金融机构通过把碳排放的环境成本纳入金融产品价格, 增加高排放企业融资成本, 倒逼其对生产改造升级或退出市场, 上述结果也证明了假设 1a 的正确性. 模型(3)和模型(4)则展示了添加控制变量之后的结果, 二者回归系数分别为 -0.16 和 -0.25 , 均在 $p<1\%$ 水平具有统计学意义, 说明在考虑控制变量之后, 绿色金融发展的碳减排效应仍然存在, 只是程度有所下降, 其原因在于模型(1)和模型(2)将控制变量的贡献体现在了自变量中. 在模型(5)和模型(6)中, 本文进一步引入滞后一阶绿色金融指数, 再次对碳排放强度和人均碳排放进行回归, 发现滞后一阶的回归系数仍然显著为负, 仅略小于自变量当期的回归系数, 表明绿色金融发展对碳排放强度和人均碳排放的作用存在明显的时滞效应. 可能的原因有以下几点: ① 金融对实体经济的作用需要一定的周期才能由金融系统传递到企业、居民等部门; ② 绿色金融项目通常实施周期较长, 减排效果要在一定时间之后才能体现; ③ 从结构来看, 绿色信贷是绿色金融的最大组成部分, 而信贷对实体经济的作用具有显著的时滞效应^[27].

从控制变量的情况来看, 城镇化率对碳排放强度产生了显著的负效应, 其原因可能是因为人口集聚所产生的规模效应能够有效促进能源的集约使用, 并引起碳排放强度下降; 然而, 城镇化进程并不能改

变人口总体规模,因而无法对人均碳排放产生显著影响^[24].贸易开放度对碳排放强度和人均碳排放均产生了显著的负向影响,贸易开放在促进经济发展的同时也有助于引进更多的环保技术,推动经济实现绿色转型,有效降低碳排放强度和人均碳排放.产业结构对碳排放强度和人均碳排放均产生了显著的正向影响,可能的原因在于一方面我国的工业对化石能源有着强烈的依赖,另一方面我国工业的绿色转型目前尚处于起步阶段,工业占国民经济的比例越大,碳排放越高.人均能源消费对碳排放强度和人均碳排放均产生了显著的正向影响,由于化石能源消费占我国能源总消费的比例高达 95% 以上(由 2004—2021 年《中国能源统计年鉴》中能源消费及构成数据计算而得),因此能源消费越多,碳排放量越大,碳排放强度和人均碳排放也相应越高.

表 2 绿色金融发展与碳减排:基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>
<i>Index</i>	−0.38*** (−4.35)	−0.46*** (−3.99)	−0.16*** (−3.54)	−0.25*** (−2.89)		
<i>Index</i> (−1)					−0.11** (−2.33)	−0.26*** (−2.32)
<i>Urbanization</i>			−0.02*** (−12.63)	2.64e ^{−3} (0.23)	−0.04*** (−12.61)	5.38e ^{−3} (0.41)
<i>Patent</i>			1.89e ^{−3} (1.06)	5.34e ^{−3} (1.32)	4.22e ^{−3} (1.04)	2.39e ^{−3} (1.01)
<i>Open</i>			−6.72e ^{−3} *** (−4.08)	−0.03*** (−9.07)	−0.01*** (−3.12)	−0.04*** (−10.23)
<i>Structure</i>			6.27e ^{−3} *** (7.96)	0.02*** (11.06)	5.72e ^{−3} *** (7.44)	0.04*** (8.56)
<i>Consumption</i>			7.51e ^{−3} *** (30.68)	0.04*** (51.82)	0.02*** (32.64)	0.06*** (50.32)
<i>Constant</i>			0.16*** (3.93)	−0.08*** (−12.68)	0.03*** (3.92)	−0.06*** (−12.36)
Hausman	49.54***	41.26***	33.74***	72.49***	24.67***	67.52***
<i>R</i> ²	0.49	0.35	0.40	0.36	0.43	0.27
样本量	570	570	570	570	570	570

注:*,**,*** 分别表示 $p<10\%$, $p<5\%$, $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义,括号中的数值为标准差, R^2 为拟和优度.下同.

3.2 内生性检验

考虑到绿色金融与碳排放之间可能存在双向因果关系,以及遗漏变量会在一定程度上导致方程存在内生性,造成回归系数存在偏差.为此,本文采用 Blundell 等^[28]提出的系统广义矩估计法来消除模型的内生性,并基于 Hendry 等^[29]从一般到特殊的建模方法,选取因变量滞后一阶作为解释变量.为验证检验结果的有效性,本文对模型进行随机误差项的二阶序列自相关检验和模型过度识别约束有效的 Sargan 检验.结果显示,AR(2)检验值和 Sargan 检验值均大于 0.1,即模型不存在过度识别和自相关,说明检验有效.

系统稳健性的回归结果如表 3 所示.从表 3 中可以看出,无论是否控制其他反映地区经济结构与能源禀赋水平的变量,绿色金融指数对碳排放强度和人均碳排放的回归系数均显著为负,且滞后一阶绿色金融指数的回归结果与上述基准回归的结果基本一致.说明在考虑内生性的情况下,绿色金融发展仍然

能够对碳排放起到抑制作用。同时, 对比基准回归和系统广义矩估计的回归结果可以发现, 绿色金融回归系数出现了明显的下降, 表明在未考虑内生性的情况下, 绿色金融发展对碳排放的抑制作用会在一定程度上被高估。

表 3 绿色金融发展与碳减排: 系统广义矩估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>
<i>Intensity</i> (−1)	0.24**		0.13***		−0.21**	
	(2.31)		(4.67)		(−3.25)	
<i>P-capita</i> (−1)		0.42***		0.36***		−0.17*
		(22.96)		(2.66)		(−1.78)
<i>Index</i>	−0.18***	−0.08**	−0.12***	−0.13***		
	(−5.32)	(−2.01)	(−7.61)	(−7.24)		
<i>Index</i> (−1)					−0.09**	−0.22***
					(−1.98)	(−4.82)
控制变量	否	否	是	是	是	是
<i>Sargan</i>	0.46	0.54	0.49	0.68	0.58	0.38
<i>AR</i> (2)	0.39	0.26	0.51	0.49	0.82	0.48
样本量	570	570	570	570	570	570

注: *Sargan* 值为工具变量过度识别的约束检验的 *p* 值, *AR*(2) 为残差的 Arellano-Bond 二阶序列相关检验的 *p* 值, 二者大于 0.1 则代表接受原假设, 即模型不存在过度识别和自相关。下同。

3.3 政策效应检验

为验证假设 1b, 本文以 2007 年《意见》颁布和 2012 年《指引》颁布为分界点, 将样本按时间划分为 2003—2007 年、2008—2012 年和 2013—2021 年 3 个子区间, 对政策效果进行实证检验, 结果如表 4 所示。

表 4 绿色金融发展与碳减排: 政策效应

变量	2003—2007 年		2008—2012 年		2013—2021 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>
<i>Intensity</i> (−1)	0.52***		1.34***		0.49**	
	(6.17)		(10.9)		(2.21)	
<i>P-capita</i> (−1)		−0.07		−0.04		−0.36
		(−0.50)		(−0.23)		(−1.54)
<i>Index</i>	−0.02	0.04	−0.04*	−0.14	−0.05***	−0.07*
	(−0.75)	(0.55)	(−1.79)	(−1.56)	(−3.68)	(−1.92)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>Sargan</i>	0.16	0.46	0.11	0.34	0.54	0.35
<i>AR</i> (2)	0.83	0.60	0.27	0.89	0.39	0.29
样本量	150	150	150	150	270	270

从回归系数来看, 在 2003—2007 年区间, 绿色金融指数对碳排放强度和人均碳排放的系数分别为 −0.02 和 0.04, 均不显著。在 2008—2012 年区间, 绿色金融发展开始对碳排放强度产生显著的负向影响, 对人均碳排放强度仍然不显著。而在 2013—2021 年区间, 绿色金融指数对碳排放强度和人均碳排放

的系数分别为-0.05 和-0.07, 均显著, 说明绿色金融发展的碳减排效应在绿色信贷政策调整前后存在明显的差异: 在 2007 年《意见》颁布之前, 绿色金融发展并未有效地降低碳排放; 在 2007 年绿色信贷政策颁布之后, 2012 年《指引》颁布之前, 绿色金融发展显著地抑制了碳排放强度, 但对人均碳排放没有产生显著影响. 其原因可能在于差别化的绿色信贷政策有助于加快产业结构转型升级, 推动产业技术双重优化^[30], 进而有效降低生产活动所产生的碳排放, 而相较于碳排放强度, 反映消费行为的人均碳排放更难进行调控, 故不显著; 在《指引》颁布之后, 绿色金融发展均显著抑制了碳排放强度和人均碳排放, 表明《指引》颁布之后实施的一系列政策措施不仅制约了重污染行业企业的规模和产能, 更是传递出国家大力发展绿色金融的“信号”, 这种“信号”产生的示范效应有效地引导了更多的资金退出“两高一剩”领域, 流向“两低”领域, 从而对生产活动和消费行为所产生的碳排放, 即碳排放强度和人均碳排放起到了显著的抑制作用^[31], 从而验证了假设 1b 的准确性.

3.4 机制分析

为验证环境规制的调节效应, 本文设置如下的计量方程:

$$Carbon_i = \beta_0 + \beta_1 Index + \beta_2 Regulation_j + \beta_3 (Index \times Regulation_j) + \beta_4 Cons + \gamma_0 \quad (2)$$

式(2)中, $Carbon_i$ 为因变量碳排放, $i=1, 2$ 分别对应碳排放强度 $Intensity$ 和人均碳排放 $P-captia$. $Index$ 为绿色金融发展指数, $Regulation_j$ 为环境规制, $j=1, 2, 3, 4$ 分别对应环境规制总指数和 3 类环境规制工具. β_0 为常数项, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 为回归系数, $Cons$ 为控制变量, γ_0 为扰动项.

表 5 展示了调节效应的检验结果, 其中模型(1)和模型(2)展示了环境规制的回归结果, 模型(3)和模型(4)展示了直接管制型工具的回归结果, 模型(5)和模型(6)展示了经济激励型工具的回归结果, 模型(7)和模型(8)展示了公众参与型工具的回归结果. 从表 5 可知, 环境规制总体对碳排放的两个代理变量均产生了显著的负向影响, 且二者与绿色金融指数的乘积则对碳排放的两个代理变量产生了显著的正向影响, 说明从整体来看, 环境规制对碳排放产生了抑制作用, 且对绿色金融的碳减排效应产生了正向调节作用. 从分类来看, 直接管制型工具和公众参与型工具对碳排放的两个代理变量均产生了显著的负向影响, 且二者与绿色金融指数的乘积则对碳排放的两个代理变量产生了显著的正向影响, 说明直接管制型工具与公众参与型工具均对碳排放产生了抑制作用, 且对绿色金融的碳减排效应产生了正向调节作用. 与此同时, 经济激励型工具没有对碳排放产生显著的抑制作用, 且对绿色金融的碳减排效应不存在调节作用.

对直接管制型工具而言, 环境规制力度增强会直接缩减高排放企业的生产规模, 甚至迫使其退出生产, 降低碳排放. 环境规制力度增强也会强化绿色金融发展的“挤出效应”和“补贴效应”, 金融机构在环境政策引导下, 一方面会减少对高排放企业的资金支持, 增加高排放企业的“遵循成本”, 甚至拒绝为其提供资金, 迫使这类企业必须缩减生产规模, 降低碳排放; 另一方面会加大对环保企业的支持力度, 鼓励它们对绿色创新技术投资, 促进生产方式转型, 实现低碳发展. 对经济激励型工具而言, 受制于不完善的制度基础及较大的市场激励标准执行差异, 导致污染项目收益仍大于激励政策红利, 其激励作用被大幅度弱化, 未能有效降低碳排放^[32]. 同时, 金融机构对企业贷款发放主要依据其抵押资产质量, 而不是其生产方式的绿色程度, 加之自身与环保部门之间没有形成有效联动, 不能及时获取相关环保处罚信息, 进而导致经济激励型环境规制不能有效增强绿色金融发展的碳减排效应. 对公众参与型工具而言, 公众对企业生产活动的施压力度和监督力度会随着环保意识的增强而不断增强, 直接扭转企业低成本洗绿、末端治理行为, 降低碳排放. 此外, 社会舆论的发酵也会强化绿色金融发展, 通过资金的环保配置, 倒逼企业绿色转型进而减少碳排放. 因此, 直接管制型和公众参与型工具都会在一定程度上抑制碳排放并恶化高排放企业的融资环境, 削减其生产规模乃至倒逼它们对绿色低碳技术进行投资, 实现生产方式的绿色转型, 强化绿色金融发展的碳减排效应, 而经济激励型环境规制工具尚未表现出抑制和调节作用. 上述结果说明了假设 2 和假设 3 的正确性.

表 5 绿色金融发展与碳减排: 调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>
<i>Index</i>	−0.33*** (−6.12)	−0.24*** (−3.86)	−0.42*** (−2.96)	−0.29*** (−9.86)	−0.38*** (−3.97)	−0.52* (−1.82)	−0.26** (−2.08)	−0.14** (−2.18)
<i>T-regulation</i>	−0.10*** (−4.18)	−0.18*** (−3.37)						
<i>T-regulation * Index</i>	0.12*** (5.44)	0.36*** (4.07)						
<i>A-regulation</i>			−7.12e ^{−3} * (−1.88)	−0.01*** (−4.19)				
<i>A-regulation * Index</i>			0.06** (2.33)	0.27*** (8.77)				
<i>M-regulation</i>					0.01 (0.24)	−0.11 (−0.28)		
<i>M-regulation * Index</i>					0.78 (1.43)	0.36 (0.74)		
<i>P-regulation</i>							−0.01** (−2.09)	−0.02*** (−3.16)
<i>P-regulation * Index</i>							0.08* (1.88)	0.12** (2.35)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	360	360	360	360	570	570	360	360

3.5 异质性分析

虽然环境规制对绿色金融的碳减排效应存在正向调节作用,但考虑到地方政府在经济体制改革和资源配置调控方面具有很大的影响力,进而可以直接或间接地对地方环保政策的实施力度产生影响,本文进一步对不同增长压力地区环境规制调节作用的异质性进行分析。采用王贤彬等^[33]的方法,选用地区当年预期经济增长目标与上一年实际经济增长速度的比值(比值大于 1 表明该地区面临较大的经济增长压力,反之则经济增长压力较小)来衡量经济增长压力,并将样本区分为高增长压力地区和低增长压力地区,回归结果如表 6 所示。

表 6 异质性分析

变量	高增长压力地区		低增长压力地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>	<i>Intensity</i>	<i>P-capita</i>
<i>Index</i>	−0.34*** (−3.32)	−0.18*** (−4.57)	−0.42*** (−6.58)	−0.21*** (−4.23)
<i>T-regulation</i>	0.14 (0.24)	0.64 (0.78)	−0.23*** (−6.98)	−0.18*** (−3.37)
<i>T-regulation * Index</i>	0.28 (1.02)	0.06 (0.81)	0.24*** (7.32)	0.36*** (4.07)
控制变量	是	是	是	是
样本量	450	450	120	120

从高速增长压力地区的结果来看,环境规制没有对碳排放产生显著的抑制作用,且对绿色金融的碳减排效应不存在调节效应;而从低增长压力地区的结果来看,环境规制对碳排放产生了明显的抑制作用,且对绿色金融的碳减排效应产生了正向调节作用.在不同的经济增长压力情况下,地方政府和官员所采取的环保政策力度往往不同,较低的经济增长压力可能会激励地方政府更加重视绿色发展,严格执行环保政策;过高的经济增长压力可能会扭曲地方政府的环保政策取向,为实现经济高速增长而迟滞绿色发展步伐.

4 结论与启示

本文基于 2003—2021 年省际面板数据,就绿色金融对碳排放的影响及环境规制的调节作用进行实证检验,并得出以下结论:① 绿色金融发展对碳排放产生了显著的抑制作用,且存在时滞效应,这一结论在考虑内生性的情况下依然成立.② 以 2007 年和 2012 年为节点对 3 个子样本分别进行回归分析发现,绿色金融政策的实施能够显著提高绿色金融的碳减排效应.③ 整体来看,环境规制对绿色金融的碳减排效应具有正向调节作用;分类型来看,直接管制型工具、公众参与型工具对绿色金融的碳减排效应具有正向调节作用,而经济激励型工具目前并没有产生调节作用.鉴于此,本文提出如下建议:

1) 推动绿色金融长期稳定发展.考虑到低碳项目往往具有资金需求量大、期限长的特点,加之金融对实体经济的影响存在时滞效应,有必要构建与低碳项目发展匹配的绿色金融体系.一方面政府可以通过对绿色融资工具进行财政补贴、收税优惠等措施促进金融机构发展绿色金融,推动绿色信贷、绿色证券、绿色投资、绿色保险等金融工具的多元发展;另一方面还可以通过贴息等手段鼓励金融机构设计长周期的绿色金融产品,为低碳技术的研发和采用提供资金支持.

2) 加快绿色金融的立法进程.以强调企业环境社会责任为出发点,将金融产品的绿色导向法制化.对于高排放企业,应当以立法的形式进一步压缩其融资空间,禁止金融机构违规为其提供金融服务,进而倒逼其放弃当前高污染的生产方式,实现低碳转型.对于从事低碳技术研发或生产的企业,应当在制度层面予以支持,鼓励金融机构承担环境社会责任,为其提供融资便利.

3) 强化环境规制与绿色金融的协同效应.① 加强经济激励型环境规制的执行力度,加大对污染企业的处罚,让遵循成本超过其利润.② 持续改善各类环境规制工具的优化组合与创新,不断完善直接管制型、经济激励型及公众参与型环境规制政策工具体系,促进各形式工具间优势互补.③ 调整地方政府政绩考核体系,适当弱化增长速度目标,构建以绿色可持续发展为导向的考核体系.④ 促进环境规制与绿色金融实现协同,加大环境规制对洗绿、末端治理等攫取绿色资金行为的惩罚力度,更加支持遵守环境规制企业绿色金融发展.

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] NOHH J. Financial Strategy to Accelerate Green Growth [R/OL]. Tokyo: Asian Development Bank Institute (2018-09-03) [2022-10-18]. <https://www.adb.org/publications/financial-strategy-accelerate-green-growth>.
- [5] STECKEL J C, JAKOB M. The Role of Financing Cost and De-Risking Strategies for Clean Energy Investment [J]. International Economics, 2018, 155: 19-28.
- [6] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [7] CHEN X, CHEN Z G. Can Green Finance Development Reduce Carbon Emissions? Empirical Evidence from 30 Chinese Provinces [J]. Sustainability, 2021, 13(21): 12137.
- [8] LI Z H, LIAO G K, WANG Z Z, et al. Green Loan and Subsidy for Promoting Clean Production Innovation [J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 187: 421-431.

- [9] 陆菁,鄢云,王韬璇.绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J].中国工业经济,2021(1):174-192.
- [10] 沈洪涛,马正彪.地区经济发展压力、企业环境表现与债务融资[J].金融研究,2014(2):153-166.
- [11] 王馨,王莹.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173-188,11.
- [12] YU C H, WU X Q, ZHANG D Y, et al. Demand for Green Finance: Resolving Financing Constraints on Green Innovation in China[J]. Energy Policy, 2021, 153: 112255.
- [13] 谢乔昕,张宇.绿色信贷政策、扶持之手与企业创新转型[J].科研管理,2021,42(1):124-134.
- [14] ZHANG G X, ZHANG P D, ZHANG Z, et al. Impact of Environmental Regulations on Industrial Structure Upgrading: an Empirical Study on Beijing-Tianjin-Hebei Region in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 238: 117848.
- [15] 李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(9):192-208.
- [16] 董直庆,王辉.市场型环境规制政策有效性检验——来自碳排放权交易政策视角的经验证据[J].统计研究,2021,38(10):48-61.
- [17] 于文超.公众诉求、政府干预与环境治理效率——基于省级面板数据的实证分析[J].云南财经大学学报,2015,31(5):132-139.
- [18] DIKAU S, VOLZ U. Central Banking, Climate Change, and Green Finance[M] //Handbook of Green Finance. Singapore: Springer, 2019.
- [19] LEE K H, MIN B. Green R&D for Eco-Innovation and Its Impact on Carbon Emissions and Firm Performance[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 108: 534-542.
- [20] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information[J]. The American Economic Review, 1981, 71(3): 393-410.
- [21] FALCONE P, SICA E. Assessing the Opportunities and Challenges of Green Finance in Italy: an Analysis of the Biomass Production Sector[J]. Sustainability, 2019, 11(2): 517.
- [22] 黎文靖,路晓燕.机构投资者关注企业的环境绩效吗?——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J].金融研究,2015(12):97-112.
- [23] FALCONE P M. Environmental Regulation and Green Investments: The Role of Green Finance[J]. International Journal of Green Economics, 2020, 14(2): 159.
- [24] 邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J].管理世界,2019,35(1):36-60,226.
- [25] 赵玉民,朱方明,贺立龙.环境规制的界定、分类与演进研究[J].中国人口·资源与环境,2009,19(6):85-90.
- [26] DONG K Y, JIANG Q Z, SHAHBAZ M, et al. Does Low-Carbon Energy Transition Mitigate Energy Poverty? the Case of Natural Gas for China[J]. Energy Economics, 2021, 99: 105324.
- [27] 温涛,张梓榆.信贷扩张、研发投入与中国经济增长的“量”与“质”[J].科研管理,2018,39(1):1-8.
- [28] BLUNDELL R, BOND S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-143.
- [29] HENDRY D F, KROLZIG H M. Automatic Econometric Model Selection Using PcGets[M]. London, 2001.
- [30] 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.
- [31] REN X D, SHAO Q L, ZHONG R Y. Nexus between Green Finance, Non-Fossil Energy Use, and Carbon Intensity: Empirical Evidence from China Based on a Vector Error Correction Model[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 277: 122844.
- [32] 李永友,沈坤荣.我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J].管理世界,2008(7):7-17.
- [33] 王贤彬,刘淑琳,黄亮雄.经济增长压力与地区创新——来自经济增长目标设定的经验证据[J].经济学(季刊),2021,21(4):1147-1166.