

绿色金融促进了产业结构绿色转型吗?

杜 家 廷 李 春 琴

(重庆师范大学 经济与管理学院,重庆 401331)

摘 要:基于中国省级面板数据,利用门槛效应模型对绿色金融促进产业结构绿色转型问题进行研究。结果表明:从总体上看,中国绿色金融发展对产业结构绿色转型具有显著促进作用,绿色金融发展水平越高,产业结构对污染排放强度的抑制效应越显著。但从不同区域视角来看,绿色金融的这种促进作用存在显著的区域异质性。其中,在低污染排放区、高污染排放区和低经济发展区,产业结构对污染排放强度的抑制效应存在以绿色金融为门槛变量的门槛效应,高经济发展水平区,这种门槛效应并不存在。为此,中国应以促进产业结构绿色转型为导向,以发展壮大绿色金融市场规模为基础,根据不同区域产业结构绿色转型的多元化融资需求,积极创建各具特色的绿色金融发展模式,最终助力中国产业结构绿色转型目标的顺利实现。

关键词:绿色金融;污染排放强度;门槛效应模型

中图分类号:F83

文献标识码:A

文章编号:1673-0429(2021)05-0033-11

doi:10.19742/j.cnki.50-1164/C.210504

一、引言

当前,中国经济正在从高速增长阶段转向高质量发展阶段,产业绿色转型是促进经济高质量发展的重要途径。绿色金融将环境保护和资源有效利用程度纳入经济活动成效的重要判定标准,通过将环境外部性进行内部化转换,抑制污染型投融资活动,推动金融与环境保护、生态平衡的协调发展,对产业结构绿色转型具有重要促进作用。《“十四五”规划纲要》明确指出,要坚持绿色发展理念,大力发展绿色金融。为此,对绿色金融促进产业结构绿色转型问题进行深入研究具有重要的理论和现实意义。

要探讨绿色金融与产业结构绿色转型之间的关系,至少需要回答两个方面的问题,一是绿色金融是怎样影响产业结构,促进产业结构的优化调整;二是在绿色金融影响下,产业结构调整是否会降低污染排放水平,最终实现绿色转型。围绕第一个问题,早期学者主要是从金融与产业结构关系视角来展开探讨。如 Patric 等(1966)的金融发展需求引致和供给引导命题认为,在“供给领先模式”下,金融发展能够

收稿日期:2021-07-12

作者简介:杜家廷(1973—),男,重庆丰都人,经济学博士,重庆师范大学经济与管理学院教授,硕士生导师,主要研究方向:金融经济学;

李春琴(1997—),女,重庆丰都人,重庆师范大学经济与管理学院硕士研究生,主要研究方向:产业经济学。

基金项目:2019年度国家社科基金项目“要素禀赋变化与产业结构升级的协同机制研究”(19BJY038);2016年度重庆市社科规划项目“金融错配与重庆市制造业供给侧改革的抑制效应及再配置路径研究”(2016YBJJ021)。

带动产业转型升级^[1]。Mckinnon 和 Shaw (1973) 发现盲目扩张金融规模会对产业结构带来负面影响^{[2][3]}。Reed (2013) 认为金融发展与产业结构间具有显著的相互促进关系^[4]。随着绿色金融的不断发展, Salazar (1998) 和 Cowan (1999) 最早将关注焦点转移到绿色金融与产业结构关系问题上来。他们的研究发现绿色金融能引导资金流向环保产业, 实现产业结构的优化调整^{[5][6]}。Labatt (2002) 和 Anderson (2016) 等认为绿色金融可通过创造多样化的绿色金融工具来促进环保产业发展和产业结构绿色转型, 并最终实现产业的高质量发展^{[7][8]}。张云辉 (2019) 和李毓 (2020) 等通过对绿色信贷的产业结构优化效应进行研究, 发现绿色信贷对产业结构的直接优化效应比间接效应更显著, 且这种优化效应存在显著的区域异质性^{[9][10]}。刘霞和何鹏 (2019) 运用固定效应模型进行研究, 结果证明绿色金融发展会通过增加生产成本来抑制污染性产业发展, 推动其实现绿色转型^[11]。高锦杰和张伟伟 (2021) 采用系统 GMM 模型进行实证研究, 结果也发现绿色金融对污染产业具有显著抑制作用的同时, 对环保产业具有显著促进作用^[12]。

关于绿色金融影响下的产业结构调整是否会降低污染排放水平, 最终实现产业绿色转型问题, 国内外学者主要围绕这种影响是否存在以及从影响的具体路径这两个维度展开研究。一部分学者认为产业结构调整能够降低污染排放水平, 且影响路径是线性的。如吴振信等 (2012) 运用个体固定效应模型研究后发现, 第二产业占比与碳排放量之间成正比例关系^[13]。Zhang 等 (2020) 运用 PLS 方法和 Tapio 解耦模型进行研究后发现, 工业、建筑业、农林牧渔业与温室气体排放量呈线性正相关, 批发和零售贸易、运输、住宿和餐饮业与温室气体排放量呈线性负相关^[14]。与此观点不同, 许多学者的研究发现产业结构调整与污染排放之间更多呈现的是非线性关系。如 Crossman (1995) 和 Wang (2021) 等的研究发现, 产业结构与污染排放之间存在先增加后减少的倒“U”型关系^{[15][16]}。李凯风和王捷 (2019) 的研究证明, 产业结构与污染排放之间存在显著的空间效应关系^[17]。Shafik (1992) 的研究发现, 在以农业发展为主的时期, 二氧化碳的排放量少; 随着工业的发展, 资源需求急剧增加, 碳排放急剧增加; 当第三产业成为主导产业时, 随着技术提高和能源利用率的提升, 碳排放量会减少, 环境质量会得到显著改善^[18]。此外, 部分学者认为产业结构对污染排放的作用并不总是抑制效应。如胡飞 (2011) 认为产业结构对污染排放的控制作用更多体现在长期效应上, 从短期来看产业结构反而会加剧污染排放^[19]。杨冬梅 (2014)、陈智莲 (2018) 和 Sun (2020) 等的研究结果也发现产业结构对污染排放的抑制作用并不显著^{[20][22]}。

从国内外既有研究成果来看可以得到以下结论: 绿色金融对产业结构调整具有促进作用。产业结构调整对污染排放的影响可能是正向的, 也可能是反向的; 可能是线性的, 也可能是非线性的。目前学术界的观点尚存在一定争议。本文以绿色金融对产业结构绿色转型的促进效应作为研究对象, 其边际贡献主要体现在: 第一, 将绿色金融发展、产业结构调整 and 污染排放控制纳入统一的理论分析框架, 有利于更深入揭示绿色金融促进产业结构绿色转型的内在机理和路径。第二, 运用门槛效应模型对产业结构绿色转型中绿色金融的促进效应进行实证研究, 检验产业结构减排效应的非线性关系是否存在, 可以拓展和深化绿色金融和产业结构的理论内涵。第三, 基于污染排放总量和经济发展水平高低维度进行区域异质性分析, 有利于揭示绿色金融在不同区域对产业结构绿色转型促进路径的显著差异, 从而为相关决策部门制定更精准的区域金融和产业发展政策提供科学依据。

二、理论分析与模型构建

(一) 作用机制分析

从总体上看, 绿色金融主要是以自身所具有的资本形成机制、资源导向机制和技术创新促进机制为基础, 通过规模增长效应、结构调整效应和技术创新效应来促进产业结构调整, 即增强绿色产业发展能力, 抑制非绿色产业扩张, 进而达到降低污染排放强度, 实现产业结构绿色转型的功能。具体表现在:

第一, 绿色金融资本形成机制。资本形成机制是指以金融机构为中介, 经济活动主体将储蓄转化为

资本并进行再利用的过程。绿色金融发展意味着绿色信贷、绿色基金、绿色股票、绿色债券、绿色保险等绿色金融产品日益丰富,绿色金融市场规模不断增大,获得绿色转型所需金融资源变得越来越便利,这将促进越来越多的企业愿意采纳绿色生产方式,绿色产业规模变得越来越大。具体来看,绿色信贷和绿色基金可通过金融机构的专业化运作提高绿色投资回报率,增加规模效益;绿色债券和绿色股票可通过吸引更多社会闲散资金进入绿色产业,降低绿色投资成本;绿色保险则可通过外部性内生化的方式,以企业保费来体现企业生产经营过程中面临的环境风险,提高企业社会责任。由此可见,绿色金融可通过绿色信贷、绿色债券、绿色保险等多种绿色金融产品,将社会闲散资金汇集形成绿色金融资本,满足产业绿色转型对绿色金融资本的需求。

第二,绿色金融资源导向机制。这一功能主要由差别融资成本和信号传递两个途径来实现。首先,在绿色金融政策要求下,金融机构将对不同类型企业实行差异性融资信贷政策。那些绿色产业企业能以较低成本获得金融资源,从而激励更多企业投资绿色产业的意愿,推动绿色产业的发展壮大。与此相反,那些非绿色产业企业在融资时则将面临惩罚性高融资成本,或融资额度与融资渠道的限制。要想融得更多金融资源,这些企业要么需增加绿色产业投资,要么需对现有业务进行绿色化改造。此外,绿色金融政策下的这种差异性融资成本安排还可通过信号传递途径,向企业清晰传达出政府和金融机构支持绿色产业发展的意图,从而促进更多企业主动调整产业方向,积极从事绿色产业的生产。通过以上两个途径,非绿色产业的发展空间将受到极大压缩,绿色产业必然得到发展壮大。

第三,绿色技术创新促进机制。绿色技术创新是产业绿色转型的内在动力。当面临较强融资约束时,企业更愿将有限金融资源投入到收益好见效快的项目中,无暇顾及绿色技术创新问题。绿色金融发展能为企业绿色技术创新提供效率更高、成本更低、规模更大的资金支持,有利于化解绿色技术创新面临的融资约束问题,增强企业从事绿色技术创新的意愿和能力。其次,绿色技术创新项目往往具有高风险特征,发达的绿色金融市场,丰富的绿色金融产品能为投资者提供更加高效多样的投资产品和风险规避工具,增强风险资本对绿色技术创新项目的投资积极性。再次,在绿色金融驱动下,为了提高市场竞争力,集团化和规模化整合将是绿色产业发展的必然趋势,这种产业整合能通过规模优势有效提升企业的绿色技术创新能力。

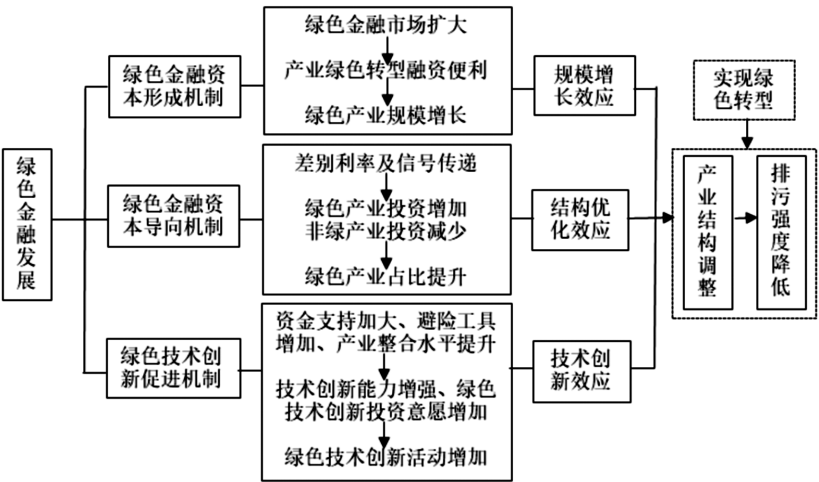


图1 绿色金融促进产业绿色转型的机制与路径

(二) 模型构建与数据选取

1. 模型构建

为了考察绿色金融在产业结构绿色转型过程中是否存在促进效应,本文按照“绿色金融发展—产业结构调整—污染排放强度”这一理论逻辑进行考察。如产业结构调整能有效降低污染排放强度,且这种效应受到绿色金融发展水平的制约,则说明这种产业结构调整属于绿色转型。同时,根据既有研究

可知产业结构与污染排放强度之间可能存在非线性关系^{[23][24]}。为此,本文采用 Hansen(1999)的面板门槛效应模型来构建单门槛、双重门槛和多重门槛实证检验模型^[25],分别见模型(1)—(3)所示。

$$pllu_{it} = \delta + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 tech_{it} + \alpha_3 econ_{it} + \alpha_4 open_{it} + \alpha_5 pepl_{it} + \beta_1 stru_{it} \cdot I(gfin_{it} \leq \gamma) + \beta_2 stru_{it} \cdot I(gfin_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$pllu_{it} = \delta + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 tech_{it} + \alpha_3 econ_{it} + \alpha_4 open_{it} + \alpha_5 pepl_{it} + \beta_1 stru_{it} \cdot I(gfin_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 stru_{it} \cdot I(\gamma_1 < gfin_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 stru_{it} \cdot I(gfin_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$pllu_{it} = \delta + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 tech_{it} + \alpha_3 econ_{it} + \alpha_4 open_{it} + \alpha_5 pepl_{it} + \beta_1 stru_{it} \cdot I(gfin_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 stru_{it} \cdot I(\gamma_1 < gfin_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \beta_n stru_{it} \cdot I(gfin_{it} > \gamma_n) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型中的 i 表示地区, t 表示年份, γ 为待估门槛值, ε_{it} 表示随地区 i 和时间 t 变化的随机扰动项。

2. 指标设计与数据选取

(1) 依赖变量。污染排放强度($pllu$): 用单位 GDP 工业污染排放量表示。其中工业污染排放由工业废气排放量、工业废水排放量和工业固废排放量加总而得。从理论上看, 产业结构绿色转型水平越高, 单位 GDP 工业污染排放量就越低, 污染排放强度就会越低。

(2) 关键独立变量。产业结构($stru$): 考虑到高耗能产业是污染排放的重要来源, 本文以非高耗能产业在工业总产值中所占比重来表示, 这里的高耗能产业包括黑色金属冶炼及压延加工、非金属矿物制品、石油加工、炼焦、核燃料加工业、有色金属冶炼和压延加工、电力、热力和供应业、化学原料和化学制品产业。如该变量对污染排放强度的影响系数为负, 则说明产业结构调整能对污染排放强度产生抑制作用, 该产业结构调整属于绿色转型。

(3) 门槛变量。绿色金融($gfin$): 包括绿色信贷、绿色保险和绿色证券并运用熵值法求得绿色金融综合指标。其中绿色信贷用非高耗能产业利息支出占比来表示。绿色保险参照何吾洁等(2019)的做法, 用农业保费收入占原保费收入的比重来表示^[26]。绿色证券用绿色股票和绿色债券交易额在股票和债券总交易额中的占比来表示。

(4) 其他控制变量。技术创新($tech$): 用 R&D 经费投入强度来表示; 经济发展水平($econ$): 用人均 GDP 来度量; 对外开放水平($open$): 用贸易依存度, 即进出口贸易总额与 GDP 的比值来表示, 计算进出口贸易总额时根据 2011—2019 年度国家统计局公布的人民币兑美元汇率中间价进行换算; 人口密度($pepl$): 用单位国土面积常住人口数量来表示。

基于数据可得性, 本文选取除西藏外 2011—2019 年间中国大陆 30 个省份的面板数据作为样本。为了消除物价因素的影响, 以 2011 年为基期对样本数据进行平减。同时, 为了避免指标量纲不同带来的影响, 对数据进行了标准化处理。数据分别来自于考察期间的《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国保险统计年鉴》和 wind 数据库, 极少数缺失数据采用了插值法或平滑法进行了技术处理。各指标构成及特征值如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	符号	构成	均值	标准差	最小值	最大值
污染排放强度	$pllu$	三废排放量之和/GDP	3.697	2.186	0.284	12.413
绿色金融	$gfin$	绿色信贷、绿色保险、绿色证券	0.295	0.103	0.074	0.671
产业结构	$stru$	非高耗能产业产值/工业总产值	0.544	0.167	0.138	0.895
技术创新	$tech$	R&D 经费投入强度	1.637	1.121	0.410	6.310
经济发展	$econ$	人均 GDP (万元)	4.735	2.293	1.617	13.762
对外开放	$open$	货物进出口总额/GDP	0.279	0.297	0.013	1.464
人口密度	$pepl$	年末常住人口/总面积	4.649	6.941	0.079	38.294

三、实证检验与结果分析

(一) 全样本检验

根据门槛效应模型的检验思路,首先判断是否存在门槛效应和门槛值的数量。对于单门槛模型,门槛效应检验的原假设为 $H_0:A_1=A_2$ 。若原假设成立,门槛效应不存在;若拒绝原假设,即 $A_1 \neq A_2$,则存在单门槛效应。如存在单门槛效应,就可以此为基础检验双重门槛效应的显著性和置信区间,若检验没有通过,则不拒绝原假设,接受单门槛假设;若拒绝原假设,则存在双重门槛效应。三重门槛检验方法可依此类推。按照这一思路,使用 Stata16.0 软件对本文的全样本数据进行单门槛、双重门槛和多重门槛效应检验,通过 300 次 bootstrap 自抽样估计得到 F 统计量和 P 值,结果发现存在单门槛效应,门槛值为 0.174,不存在双重门槛和多重门槛效应的情形,结果如表 2 所示。

表 2 门槛效应检验

门槛数	F 统计量	P 值	门槛值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
单一门槛	23.810	0.070	0.174	20.483	25.722	31.339
双重门槛	12.120	0.253	0.168	15.936	18.890	26.558
三重门槛	16.590	0.077	0.550	15.074	17.980	28.543

注: P 值和临界值均为采用 bootstrap 法模拟 300 次后得到的结果

运用单门槛模型进行回归,结果见表 3。由表 3 可知,当绿色金融发展水平低于门槛值 0.174 时,产业结构调整对污染排放强度的影响系数为 -0.102。即当绿色金融发展水平较低时,产业结构调整对污染排放强度具有抑制效应,但这种效应并不显著。当绿色金融发展水平高于门槛值 0.174 时,产业结构调整对污染排放强度的影响系数为 -0.190,影响水平是绿色金融发展水平低于门槛值时的近 2 倍,且在 5% 水平上显著。说明从全样本来看,绿色金融发展水平越高,产业结构调整对污染排放强度的抑制效应越显著,绿色金融发展对产业结构绿色转型具有促进作用。从绿色金融对污染排放强度的直接影响系数来看,其估计参数为 -0.168,即绿色金融对污染排放强度也具有抑制作用,但这种作用并不显著。究其原因,这可能与当前中国绿色金融发展总体水平不高,绿色金融供给总量不足有关。从其他控制变量来看,技术创新、经济发展、对外开放变量的回归系数分别为 -0.835、-0.851、-0.311,且至少在 5% 水平上显著,说明技术创新水平提升、经济发展水平提高和对外开放水平增加会显著降低污染排放强度。人口密度对污染排放强度的影响系数为 2.573,这是因为人口密度的增加会带来消费及生产规模的增大,进而导致污染排放强度的增加。但总体上看,人口密度对污染排放强度的这种影响并不显著。

表 3 全样本门槛效应回归结果

变量	系数估计值	标准差	t 值	P 值	置信区间
$stru(gfin \leq 0.174)$	-0.102	0.075	-1.370	0.173	[-0.250, 0.045]
$stru(gfin > 0.174)$	-0.190 * *	0.074	-2.550	0.011	[-0.336, -0.043]
$gfin$	-0.168	0.115	-1.460	0.146	[-0.395, 0.059]
$tech$	-0.835 * * *	0.231	-3.620	0.000	[-1.290, -0.380]
$econ$	-0.851 * * *	0.124	-6.840	0.000	[-1.097, -0.606]
$open$	-0.311 * *	0.134	-2.330	0.021	[-0.575, -0.048]
$pepl$	2.573	1.627	1.580	0.115	[-0.631, 5.778]
常数项	1.182	1.876	0.630	0.529	[-2.514, 4.878]
R^2	0.576				
门槛值	0.174 *				
F 统计量	45.260				

(二) 区域异质性检验

1. 不同污染排放总量区域的异质性检验

为了考察不同污染排放总量区域绿色金融对产业结构绿色转型促进效应的异质性,本文借鉴邢毅(2015)^[27]的研究方法,将2011—2019年间30个样本省份污染排放总量的均值按从大到小排序,取前15个省份为高污染排放区,后15个省份为低污染排放区,然后对两个子样本分别进行门槛效应检验和回归估计。如门槛效应不存在,则采用普通面板数据模型进行估计。为测度不存在门槛效应时绿色金融对产业结构绿色转型的影响,作普通面板回归时增加绿色金融与产业结构的交叉项作为独立变量,结果如表4和表5中的模型(1)、模型(2)所示。

由表4可见,低污染排放区的单一门槛估计值、双重门槛值、三重门槛值分别为0.174、0.331和0.508,且单门槛估计值在10%水平上显著,其余不显著。即在低污染排放区,产业结构调整对污染排放强度的影响存在单门槛效应。由表5中的单门槛效应模型(1)的估计回归结果可知,当绿色金融发展水平低于门槛值0.174时,产业结构对污染排放强度的影响系数为-0.259,且在1%水平显著,即产业结构调整对污染排放强度具有明显的抑制效应。当绿色金融发展水平跨过门槛值0.174时,产业结构对污染排放强度的影响系数为-0.325,大于绿色金融发展水平低于门槛值时的影响水平,且在1%水平显著。这说明在低污染排放区,绿色金融发展水平越高,产业结构对污染排放强度的抑制效应越显著,绿色金融对产业绿色转型具有显著促进作用。

从表4中高污染排放区的门槛效应检验结果来看,其单门槛值、双重门槛值和三重门槛值分别为0.164、0.225和0.272,且单门槛值在5%水平上显著,双重门槛值在10%水平显著,三重门槛值不显著。为此需采用双门槛效应模型进行回归估计,结果如表5中的模型(2)所示。由该回归结果可知,当绿色金融发展水平低于第一门槛值0.164时,产业结构对污染排放强度的影响系数为0.109,即产业结构调整对污染排放强度具有促进效应但并不显著。当绿色金融发展水平高于第一门槛值0.164但低于第二门槛值0.225时,产业结构对污染排放强度的影响系数为0.030且仍不显著。当绿色金融发展水平高于第二门槛值0.225时,产业结构对污染排放强度的影响系数由正转负,为-0.038。这说明在高污染排放区,绿色金融只有发展到足够高的水平,产业结构对污染排放强度才能产生抑制效应。但从影响程度来看,这种抑制效应也不显著。究其原因,可能与这些地区绿色金融和产业发展水平相对较低有关。

2. 不同经济发展水平区域的异质性检验

考虑到经济发展水平不同的区域,其产业发展模式和污染排放强度也可能存在较大差异。为此,根据2011—2019年间各省市人均GDP均值高低,将样本分成高经济发展水平区和低经济发展水平区两个子样本,进行门槛效应检验和回归分析。如不存在门槛效应,同样采用含交叉项的普通面板固定效应模型进行回归,结果见表4和表5中的模型(3)、模型(4)。

由表4中的门槛效应检验结果可知,低经济发展水平区的单一门槛值和双重门槛值分别为0.174和0.225,且均在10%水平显著,三重门槛效应不显著。即低经济发展水平区产业结构对污染排放强度的影响存在双重门槛效应。根据表5中的双重门槛效应回归结果模型(3)可见,当绿色金融发展水平低于第一门槛值0.174时,产业结构对污染排放强度的影响系数为0.014,但不显著;当绿色金融发展水平处于第一门槛值0.174与第二门槛值0.225之间时,产业结构对污染排放强度的影响系数为-0.058,且仍不显著,但影响方向由正转负;当绿色金融发展水平高于第二门槛值0.225时,产业结构对污染排放强度的影响系数为-0.135,并在10%水平显著。这说明在低经济发展水平区,产业结构对污染排放强度的抑制效应受绿色金融发展水平约束,并随绿色金融发展水平的提升而增强,绿色金融发展对产业结构绿色转型的确具有促进作用。

从表4中高经济发展水平区的门槛效应检验结果来看,其单一门槛、双重门槛和三重门槛值分别为0.225、0.254和0.367,但均不显著,即产业结构对污染排放强度的抑制作用并不存在门槛效应。为此,采用含有绿色金融与产业结构交叉项的普通面板固定效应模型进行回归估计。由表5中的回归估计结

果模型(4)可见,绿色金融和产业结构对污染排放强度的影响系数分别为-0.025 和-0.020,即二者对污染排放强度都具有抑制效应,但均不显著。二者的交互项系数为 0.070,即绿色金融能增强产业结构对污染排放强度的抑制效应,但这种增强作用仍不显著。究其原因,这可能与高经济发展水平区金融市场较为发达,金融资源丰富,产业发展所受金融约束较小有关,也可能与高经济发展水平区产业发展已处于较高水平,产业发展模式更加节能环保有关。

表 4 不同区域的门槛效应检验

	门槛数	<i>F</i> 统计量	<i>P</i> 值	门槛值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
低污染排	单一门槛	15.390	0.093	0.174	15.164	18.837	24.093
放总量区	双重门槛	11.490	0.140	0.331	12.592	15.800	19.874
	三重门槛	8.220	0.653	0.508	25.192	31.647	39.465
高污染排	单一门槛	20.280	0.043	0.164	15.459	19.194	25.826
放总量区	双重门槛	17.790	0.080	0.225	15.176	19.841	25.562
	三重门槛	7.440	0.837	0.272	36.780	41.316	52.462
低经济发	单一门槛	22.420	0.063	0.174	20.027	23.497	32.426
展水平区	双重门槛	16.150	0.057	0.225	14.419	16.940	22.192
	三重门槛	9.430	0.637	0.263	24.259	28.837	41.784
高经济发	单一门槛	5.780	0.783	0.225	26.081	31.167	46.508
展水平区	双重门槛	6.950	0.643	0.254	18.754	23.164	33.187
	三重门槛	5.140	0.843	0.367	20.070	25.380	32.246

注:*P* 值和临界值均为采用 bootstrap 法模拟 300 次后得到的结果

表 5 不同区域门槛模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>stru</i> (<i>gfin</i> ≤ γ)	-0.259 * * *			
<i>stru</i> (<i>gfin</i> > γ)	-0.325 * * *			
<i>stru</i> (<i>gfin</i> ≤ γ_1)		0.109	0.014	
<i>stru</i> (γ_1 < <i>gfin</i> ≤ γ_2)		0.030	-0.058	
<i>stru</i> (<i>gfin</i> > γ_2)		-0.038	-0.135 *	
<i>gfin</i>	-0.058	-0.288 *	0.412 * *	-0.025
<i>tech</i>	-0.537 *	-0.675 *	0.059	-0.753 * *
<i>econ</i>	-0.523 * * *	-0.845 * * *	-1.683 * * *	-0.664 * * *
<i>open</i>	-0.003	0.163	0.201	-0.353 * *
<i>pepl</i>	3.552 * *	-14.749	-18.688	-0.618
<i>stru</i>				-0.020
<i>gfin</i> * <i>stru</i>				0.070
常数项	-0.966	18.718 *	22.689 *	4.421 *
<i>R</i> ²	0.484	0.681	0.768	0.534
第一门槛值	0.174 *	0.164 * *	0.174 *	
第二门槛值		0.225 *	0.225 *	
<i>F</i> 统计量	15.120	29.860	46.360	13.400

(三) 中介效应检验

由门槛效应模型的检验结果可知,产业结构对污染排放强度的抑制效应受绿色金融发展水平的影响和制约。为进一步考察绿色金融在其中的作用机制与路径,同时考虑到变量可能存在的内生性问题,这里构建 GMM 模型(4)和模型(5)进行回归估计,并在模型中加入绿色金融与产业结构变量的一次交叉项来对中介效应进行考察。同时,考虑到变量的自相关性,在解释变量中依次引入被解释变量的滞后一期和滞后二期作为工具变量。

$$pllu_{it} = \delta + \beta pllu_{it-1} + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 stru_{it} + \alpha_3 tech_{it} + \alpha_4 econ_{it} + \alpha_5 open_{it} + \alpha_6 pepl_{it} + \alpha_7 (gfin_{it} \times stru_{it}) + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$pllu_{it} = \delta + \beta_1 pllu_{it-1} + \beta_2 pllu_{it-2} + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 stru_{it} + \alpha_3 tech_{it} + \alpha_4 econ_{it} + \alpha_5 open_{it} + \alpha_6 pepl_{it} + \alpha_7 (gfin_{it} \times stru_{it}) + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, v_i 、 u_t 分别表示截面与时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

分别采用差分 GMM 模型和系统 GMM 模型进行估计,结果见表 6 中的模型(5)一(8)所示。由检验结果表 6 可见,四个模型中 AR(1)检验的 p 值均小于 0.01,后三个模型中 AR(2)检验的 p 值均大于 0.1,说明残差项存在一阶序列相关,不存在二阶自相关,符合模型条件。Sargan 检验 p 值均大于 0.1,接受原假设,说明工具变量的选取是有效的,不存在过渡识别问题。四个模型中污染排放强度的一阶滞后项系数均为正,且在 1% 显著度水平上显著,模型(8)中污染排放强度的二阶滞后项系数虽不显著,但作用方向也为正。这说明污染排放存在时间累积效应,前期排放强度越大,后期排放强度也会更高。同时,无论是采用差分 GMM 模型还是系统 GMM 模型,无论是引入污染排放强度的一阶滞后项或同时引入一、二阶滞后项,产业结构对污染排放强度均具有显著的抑制作用,其参数分别为-0.452、-0.459、-0.586 和-0.647。从交叉项系数来看,在引入污染排放强度一阶滞后项的差分 GMM 模型中,绿色金融与产业结构的交叉系数为 1.231;在引入污染排放强度一阶滞后项的系统 GMM 模型中,系数为 1.160;在引入污染排放强度一阶和二阶滞后项的差分 GMM 模型中,系数为 1.637;在同时引入污染排放强度一、二阶滞后项的系统 GMM 模型中,系数为 1.735。四种情形下交叉系数均在 1% 水平显著。这充分说明绿色金融对产业结构的减排效应应具有增强作用,即绿色金融对产业结构绿色转型具有显著促进效应。

表 6 中介效应检验结果

变量	(5)	(6)	(7)	(8)
L1. $pllu$	0.802 * * *	0.908 * * *	0.788 * * *	0.875 * * *
L2. $pllu$			-0.033 * *	0.018
$gfin$	-1.721 * * *	-1.162 * * *	-2.320 * * *	-2.426 * * *
$tech$	-0.233 * * *	-0.168	-0.321 * * *	-0.082
$stru$	-0.452 * * *	-0.459 * * *	-0.586 * * *	-0.647 * * *
$econ$	0.051	0.155 * * *	-0.096 *	0.046
$open$	0.137 * *	0.123 * * *	0.115	0.105 * * *
$pepl$	-0.397	-0.026	2.513	0.018
$gfin * stru$	1.231 * * *	1.160 * * *	1.637 * * *	1.735 * * *
常数项	0.479	0.632 * * *	-1.415	0.925 * * *
AR(1)	-3.853 * * *	-4.015 * * *	-3.756 * * *	-3.850 * * *
AR(2)	-1.741 *	-1.621	-1.620	-1.577
Sargan 检验 p 值	0.448	0.786	0.393	0.740

(四) 稳健性检验

为了检验实证结果的可靠性,这里采用变换依赖变量和关键独立变量的方法对模型进行稳健性检验。具体做法是,采用废水排放强度、废气排放强度、固废排放强度替代依赖变量,采用第三产业占比替代关键独立变量。结果见表7中的模型(9)——(12)所示。

表7 稳健性检验结果

变量	(9)	(10)	(11)	(12)
$stru(gfin \leq \gamma)$	-0.154 *	-0.064	-0.175 *	-0.629 * * *
$stru(gfin > \gamma)$	-0.247 * * *	-0.131 *	-0.252 * * *	-0.708 * * *
$gfin$	-0.150	-0.029	-0.198	-0.203 * *
$tech$	-0.922 * * *	-0.352	-0.911 * * *	-0.537 * * *
$econ$	-1.065 * * *	-0.556 * * *	-1.083 * * *	-0.416 * * *
$open$	-0.408 * * *	-0.160	-0.441 * * *	-0.265 * *
$pepl$	2.753	2.346	2.494	3.916 * * *
常数项	1.532	0.033	1.893	-0.633
R^2	0.576	0.317	0.564	0.711
第一门槛值	0.174 * *	0.180 * *	0.164 *	0.174 *
F 统计量	45.170	15.420	43.090	63.210

从模型(9)——(11)可见,当依赖变量分别为废水排放强度、废气排放强度、固废排放强度时,模型均存在单一门槛且至少在10%水平上显著,门槛值分别为0.174、0.180和0.164。当绿色金融发展水平低于门槛值时,产业结构对污染排放强度的影响系数分别为-0.154、-0.064和-0.175。除模型(10)外,其他模型均在10%水平显著。当绿色金融发展水平高于门槛值时,模型中产业结构对污染排放强度的影响系数也均为负且至少在10%水平显著。从模型(12),即用第三产业占比替代关键独立变量后的检验结果来看,此时仍存在一个门槛值0.174且在10%水平上显著。当绿色金融发展水平低于门槛值0.174时,产业结构对污染排放强度的影响系数为-0.629,当绿色金融发展水平高于门槛值0.174时,影响系数增大至0.708,且均在1%水平上显著。总体上看,模型(9)——(12)均存在以绿色金融为门槛变量的显著门槛效应,产业结构对污染排放强度均具有抑制效应,且这种抑制效应在大多数情形下均随绿色金融发展水平提升而增强,这充分证明绿色金融对产业结构绿色转型具有促进作用这一结论具有稳健性。

五、结论与政策建议

基于中国省级面板数据,利用门槛效应模型对绿色金融促进产业结构绿色转型问题进行理论和实证研究。结果发现:①从全样本来看,中国产业结构对污染排放强度的抑制效应受绿色金融发展水平制约,存在显著的单门槛效应。当绿色金融发展水平低于门槛值时,产业结构对污染排放强度具有抑制效应但不显著;当绿色金融发展水平高于门槛值时,产业结构对污染排放强度的抑制效应显著,即绿色金融对产业结构绿色转型具有促进作用。②从区域视角来看,中国产业结构对污染排放强度的抑制效应具有显著的区域异质性。在低污染排放区、高污染排放区和低经济发展区,产业结构对污染排放的抑制效应存在以绿色金融为门槛变量的门槛效应,其中低污染排放区存在显著的单门槛效应,高污染排放区

和低经济发展区均存在显著的双重门槛效应。在高经济发展水平区,门槛效应并不存在,但绿色金融对产业结构的污染减排效应存在一定的促进作用。③从中介效应来看,绿色金融在产业结构的污染排放强度抑制效应中发挥了显著的中介作用。无论是差分 GMM 模型还是系统 GMM 模型均证明,绿色金融对产业结构的污染排放强度抑制效应均具有增强作用。④从绿色金融和其他控制变量来看,绿色金融对污染排放强度也同样具有抑制效应,但这种抑制效应的显著性上并不稳定,这可能与我国绿色金融发展起步较晚,发展水平不高有关。对于其他控制变量来说,技术创新、经济发展水平、对外开放变量整体上对污染排放强度均具有抑制作用,人口变量在绝大多数情况下均加剧了污染排放强度。

基于以上结论,本文提出以下政策建议:①积极发展绿色金融。要从绿色金融制度建设、绿色金融工具和产品创新、以及绿色金融信息披露等多维视角夯实绿色金融发展基础,通过建设良好的绿色金融发展环境来增强金融机构开展绿色金融的积极性和主动性,为充分发挥产业结构的污染减排效应提供更丰富的金融支持。②构建各具特色的绿色金融发展模式。根据低污染排放区和高污染排放区,以及低经济发展区和高经济发展区不同的产业结构和污染排放水平,实施差异化的绿色金融发展政策,推出各具特色的金融产品和服务以满足不同区域对绿色金融产品和服务的多元化需求。③积极推动产业结构绿色转型。在发展绿色金融时应以推动产业结构绿色转型为发展导向,强化对高污染高耗能产业的融资约束,重点支持那些积极开展绿色技术创新、注重节能减排和环境保护的产业,通过有效控制污染排放强度,促进产业可持续发展。④夯实产业绿色转型的基础。要将绿色技术自主创新能力和加大对外开发及引进先进节能环保技术有机结合起来。要合理规划人口分布,防止人口过度集中导致的污染排放加剧问题。

[参 考 文 献]

- [1] Patrick, Hugh T. Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries[J]. Economic Development and Cultural Change, 1966(14).
- [2] McKinnon, R I. Money and Capital in Economic Development[M]. Washington, D. C. : Brookings Institution Press, 1973.
- [3] Shaw, E. S. Financial Deepening in Economic Development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [4] Reed D. Structural adjustment, the environment and sustainable development[M]. Routledge, 2013.
- [5] Salazar J. Environmental finance: linking two world [C]. A Workshop on Financial Innovations for Biodiversity Bratislava, 1998.
- [6] Cowan E. Topical issues in environmental finance[J]. Research paper was commissioned by the Asia Branch of the Canadian International Development Agency (CIDA), 1999(1).
- [7] Labatt S, White RR. Environmental finance: a guide to environmental risk assessment and financial products[M]. New York: John Wiley and Sons, 2002.
- [8] Anderson J. . Environmental Finance [C]// Ramiah V, Gregoriou G N. Handbook of Environmental and Sustainable Finance. Amsterdam: Elsevier Inc. , 2016.
- [9] 张云辉, 赵佳慧. 绿色信贷、技术进步与产业结构优化——基于 PVAR 模型的实证分析[J]. 金融与经济, 2019(4).
- [10] 李毓. 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).
- [11] 刘霞, 何鹏. 绿色金融在中部地区经济发展中的影响效应研究[J]. 工业技术经济, 2019(3).
- [12] 高锦杰, 张伟伟. 绿色金融对我国产业结构生态化的影响研究——基于系统 GMM 模型的实证检验[J]. 经济纵横, 2021(2).
- [13] 吴振信, 谢晓晶, 王书平. 经济增长、产业结构对碳排放的影响分析——基于中国的省际面板数据[J]. 中国管理科学, 2012(20).
- [14] Zhang Z, Ma X, Lian X, et al. Research on the relationship between China's greenhouse gas emissions and industrial structure and economic growth from the perspective of energy consumption[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020(27).

- [15] Grossman G M, Krueger A B. Economic Growth and the Environment[J]. Nber Working Papers, 1995(110).
- [16] Wang Q, Wang L. The nonlinear effects of population aging, industrial structure, and urbanization on carbon emissions: A panel threshold regression analysis of 137 countries[J]. Journal of Cleaner Production, 2021(287).
- [17] 李凯风,王捷. 金融集聚、产业结构与环境污染——基于中国省域空间计量分析[J]. 工业技术经济, 2017(36).
- [18] Shafik N, Bandyopadhyay S. Economic growth and environmental quality: time-series and crosscountry evidence[M]. World Bank Publications, 1992.
- [19] 胡飞. 产业结构升级、对外贸易与环境污染的关系研究——以我国东部和中部地区为例[J]. 经济问题探索, 2011(7).
- [20] 杨冬梅,万道侠,杨晨格. 产业结构、城市化与环境污染——基于山东的实证研究[J]. 经济与管理评论, 2014(2).
- [21] 陈智莲,高辉,张志勇. 绿色金融发展与区域产业结构优化升级——以西部地区为例[J]. 西南金融, 2018(11).
- [22] Zhang M, Sun X, Wang W. Study on the effect of environmental regulations and industrial structure on haze pollution in China from the dual perspective of independence and linkage[J]. Journal of Cleaner Production, 2020(256).
- [23] Wang X, Zhao D, Xu Y. Threshold Effect of Industrial Structure Upgrading on Water Environment Pollution in China[J]. Journal of Coastal Research, 2020(115).
- [24] 周迪,罗东权. 绿色税收视角下产业结构变迁对中国碳排放的影响[J]. 资源科学, 2021(43).
- [25] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999(93).
- [26] 何吾洁,陈含桦,王卓. 绿色金融发展与碳排放动态关系的实证研究——基于 VAR 模型的检验[J]. 贵州师范大学学报(社会科学版), 2019(1).
- [27] 邢毅. 经济增长、能源消费和信贷投放的动态关系研究——基于碳排放强度分组的省级面板实证分析[J]. 金融研究, 2015(12).

Does Green Finance Promote the Green Transformation of the Industrial Structure?

Du Jiating Li Chunqin

(College of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: Based on Chinese provincial panel data, the threshold effect model is used to study the issue of green finance to promote the green transformation of the industrial structure. The results found that: on the whole, the development of Chinese green finance has a significant role in promoting the green transformation of the industrial structure. The higher the level of green finance development, the more significant the inhibitory effect of the industrial structure on the intensity of pollution emissions. However, from the perspective of different regions, there is significant regional heterogeneity in the promotion of green finance. Among them, in low pollution emission areas, high pollution emission areas and low economic development areas, the inhibitory effect of industrial structure on pollution emission intensity has a threshold effect with green finance as the threshold variable. In high economic development level areas, this threshold effect does not exist. To this end, China should be guided by promoting the green transformation of the industrial structure, based on the development and expansion of the scale of the green finance market, and in accordance with the diversified financing needs of the green transformation of the industrial structure in different regions, actively create distinctive green finance development models, and ultimately help the smooth realization of the goal of green transformation of Chinese industrial structure.

Keywords: green finance; pollution emission intensity; threshold effect model

[责任编辑:左福生]