

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

张木林¹, 赵魁²

(1. 贵州省社会主义学院, 贵阳 550002; 2. 贵州师范大学 经济与管理学院, 贵阳 550025)

摘要: 本文以2009—2019年我国30个省市自治区(因数据缺失, 不包括西藏地区和港澳台地区)为研究样本, 综合利用空间杜宾模型和面板门槛模型考察绿色金融对企业全要素生产率(TFP)的空间效应, 并分析其中的中介机制。主要结论如下: ①绿色金融对企业TFP存在明显促进效应和空间溢出效应; ②在影响机制方面, 绿色金融与TFP之间的关系受到了产业结构调整、技术创新发展、区域经济发展水平和城镇化水平的中介影响, 且存在明显的门槛效应。其中产业结构调整、技术创新的提升能够有效提升绿色金融对TFP的带动效应, 而经济发展水平在两者间存在逐步弱化效应, 城镇化水平则对两者间的影响呈“U”型。本文研究结论为推进企业绿色转型升级, 提升全要素生产率战略目标, 完善绿色金融体系提供了重要的方向性参考。

关键词: 绿色金融; 全要素生产率; 空间溢出; 门槛效应

中图分类号: F830 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2021)05—0064—09

一、引言

党的十九大报告提出“加快生态环境体制改革, 建设美丽中国”, 并将发展绿色金融作为绿色发展的重要途径。随着我国40多年开放的经济的发展, 中国经济增速一直处于全球领先地位, 然而长期粗放型的经济模式也伴随生态环境的失衡。虽然近年来我国经济发展已逐渐减缓, 步入稳增长, 但对于环境资源的保护依然任重而道远。不难看出, 实现经济的绿色发展已成为近年来政府亟需解决的难题。2015年我国政府发布的《生态文明体制改革整体方案》首次提出了“建立中国的绿色金融体系”的重要性, 2016年G20峰会也首次将“绿色金融发展”纳入正式的核心讨论议题。具体来看, 影响企业绿色技术转型的因素有很多, 除了政府补助外, 还包括技术人才资源和外部融资环境, 其中企业的融资环境占据着重要支配地位(贾生华等, 2006)。一般情况下, 相较于其他融资项目, 企业环保项目存在较大的不确定风险, 其融资不能仅仅依靠金融收益的客观指标, 同时也必须辅以相当力度的政策倾斜和资金扶持。在此背景下, 构建绿色金融体系的重要性逐渐显现。绿色金融体系主要由绿色信贷、绿色证券、绿色债券、碳金融等工具构成, 与其他工具相比, 绿色信贷在绿色金融体系中更加成熟, 同时也占据着主导作用。绿色信贷的发展有利于资金流向更绿色环保的企业, 这也是企业通过绿色转型提升企业全要素生产率的重要资金来源。全要素生产率代表着企业投入与产出的转化效率, 是经济可持续发展的源泉。因此, 实现绿色金融推动企业可持续发展已成为新时代中国经济发展的主题。

虽然已经有学者从宏观上对绿色金融的构建、运行和实施上及其对经济增长的影响进行了研究; 在微观层面上也探讨了绿色金融政策对企业行为的影响, 但鲜有学者对绿色金融和企业全要素生产率的影响展开研究, 绿色金融对企业全要素生产率是否存在带动作用? 在空间上是否存在差异? 中介机制如何影响两者间的关系? 为了解决以上问题, 本文构建空间计量模型和门槛回归模型对2009—2019年我国30个省市自治区(因数据缺失, 不包括西藏和港澳台地区)的面板数据进行研究和分析。通过本文研究, 对完善绿色金融体系, 实现经济高质量发展具有实践意义。

收稿日期: 2020—03—14

基金项目: 国家自然科学基金“绿色金融与企业全要素生产率的空间溢出效应研究”(71973125); 教育部2020年高校思想政治工作精品培育项目(实践育人)“国家大学科技园+三级众创实践育人共同体建设与实践”(202030); 教育部2019年产学研合作协同育人项目“智慧金融课程群建设研究”(2015DC03)

作者简介: 张木林, 博士, 贵州省社会主义学院讲师, 研究方向: 经济管理、政治思想教育; (通讯作者) 赵魁, 博士, 贵州师范大学经济与管理学院教授, 硕士研究生导师, 研究方向: 管理科学与工程。

二、文献综述

从20世纪80年代开始,西方学者对货币政策的信贷渠道研究逐渐重视,相关理论研究也非常丰富(Bernanke和Blinder,1988;Morris和Sellon,1995)。绿色金融的发展是我国为了解决我国特殊性的体制而提出的。目前学者对于绿色金融研究主要集中在以下几个方面。

第一,宏观上分析绿色金融的风险及其阻碍(董捷,2013;张藏领和王小江,2015;李若愚,2016)。我国学者认为,绿色金融是指通过最优金融工具和金融产品组合解决全球环境污染和气候变迁问题,进而实现经济、社会及环境可持续发展(邓翔,2012)。推动绿色金融的发展,需要借助市场力量弥补融资缺口,在金融机构、政府和市场之间建立稳健合作模型才能有效推进绿色发展(王静,2019)。

第二,从宏观上讨论绿色金融发展与经济增长之间的关系。绿色金融是新时代金融创新的主要趋势,它能够有效推进地区与地区之间的可持续发展(李晓西和夏光,2015)。构建面板向量自回归模型(PVAR)刻画出绿色资金投入对绿色产业和经济增长都具有积极作用(裴育,2019)。还有学者认为短期内绿色投入与经济增长存在门槛效应。因此绿色投入应控制在合理区间内(胡冰和王晓芳,2017)。中部地区的绿色金融创新能够有效带动地区经济发展(刘霞和何鹏,2019)。基于对绿色金融与经济增长的机制路径分析识别到绿色金融的发展在消费和投资对经济增长的作用中承担着不可或缺的调节作用(柴晶霞,2018)。基于我国30个省市地区的面板数据发现绿色信贷对能够显著地推动区域绿色经济增长(谢婷婷和刘锦华,2019)。部分学者则持不同观点,他们通过误差修正模型(VECM)验证认为绿色金融发展并不是经济增长的Granger原因(宁伟和余金花,2014)。

第三,基于微观层面的研究,基于微观企业数据测算了我国绿色金融发展水平,得出地区间存在不平衡的绿色发展的结论(张莉莉,2018)。对我国环保企业的研究验证了绿色金融政策对企业技术创新的促进效应(何凌云,2019)。通过构造准自然实验发现绿色信贷对污染行业的融资和投资具有显著的抑制效应(苏冬蔚和连莉莉,2018)。还有学者发现绿色金融与企业技术创新的耦合性发展能够有效地推动经济与环境的协调发展(吴晟,2019)。以260家环保企业为研究样本发现,绿色金融发展能够对企业产生长期投资促进效应,从而推动企业绿色投资(王康仕,2019a);在进一步的研究中,以污染企业作为研究则认为绿色金融发展对不同产权性质的企业投资存在差异,其对民营企业的污染抑制效应更强,而对企业的作用尚未体现(王康仕,2019b)。

综上所述,绿色金融不管是在宏观上实施阻碍和对经济增长效应,还是微观上对企业行为的影响效应均存在一定的争议,这种不平衡的研究状况正是绿色金融后续研究需要解决的重要问题。不少学者将全要素生产率作为衡量企业综合经营成果重要指标,同时也是政策实施效果的重要参考,认为全要素生产率表示的是生产率在经济领域运用时的本质,是增长核算的一个最主要、最直接的手段。因此本文将绿色金融与企业全要素生产率相结合进行研究,能够有效地观察绿色政策对微观主体的影响效应,从而更好地为我国绿色金融的构建框架提出优化建议,实现资金的优化配置。我国地大物博的特征也使得地区之间具有较大的差异。因此,本文对可能存在的主要中介机制进行了理论分析,并对绿色金融对企业全要素生产率的影响是否由于不同的中介机制的介入而不同进行后续研究。

三、绿色金融影响企业全要素生产率的中介效应机制分析

(一)产业结构中介效应机制

为了产业经济发展的可持续性,优化产业结构使其往更加“绿色化”方向发展,这也是推动绿色金融的重要路径。我国的产业结构具有较为强烈的计划经济特征,缺乏内在的激励机制(原毅军和谢荣辉,2014)。而绿色金融的出现极有可能推进这种机制,强制企业转向选择清洁环保产业。由此可见,合理的绿色金融发展能够对企业的节能减排具有推进作用,使企业淘汰落后污染设施转向清洁能源。但是对于一些污染密集型产业,绿色金融对企业进行的环境行为规制可能在短期内的影响效应并不显著。这是因为产业绿色化转移的补偿效应不能弥补“遵循成本效应”,由此可能带来企业污染排放并不受绿色金融政策的引导。特别是对于一些经济发展水平较低的地区,政府出于政绩考虑会放宽对企业的排放污染,在这样的情况下,绿色金融对于全要素生产率的影响可能是无效的。因此,理论分析认为,产业结构会影响绿色金融对企业全要素生产率的影响效应,且随着产业结构“绿色化”程度的加强,绿色金融对于企业全要素生产率的影响更加显著。

(二)技术创新中介效应机制

一般来说,技术创新在绿色金融发展中发挥的作用可能由于其对企业产生的环境约束而出现不同的影响效应。一方面表现为“遵循成本效应”,也就是传统的成本约束理论,传统学派认为绿色金融对企业来说使得企业获得贷款的准入门槛提升,而企业为了其自身的利益和秉承着利润最大化的原则可能会抑制其技术创新的发展(Adam和Robert,2020)。因此“遵循成本效应”认为绿色金融发展过程中带来的环境规制并不能促进企业全要素生产率;另一方面则表现为“补偿效应”也称“波特假说”,他们认为经济政策带来的环境约束条件能够有效地鼓励企业技术创新和改革,因为企业在其中得到的“补偿效应”能够有效地弥补“环境成本”所带来的损失,最终达成企业绿色转型升级的目标(Porter和Linde,1995)推动企业全要素生产率。由此可见,不同的学派观点会产生不同的经济后果,“波特假说”认可了绿色发展有利于提高企业全要素生产率的观点(原毅军和谢荣辉,2014)。综上,绿色金融对企业全要素生产率的影响会随着技术创新水平而变化,具体影响方向还有待验证。

(三)经济增长水平中介效应机制

地区政府为了吸引投资推动经济增长,部分地区出现了对绿色发展的消极、选择性执行行为,不惜放任企业对于环境的污染行为或招商引资引入一些高污染企业,在这样的情况下经济发展并不能有效地推动绿色金融发展。然而从另一方面,经济发展也将为地区带来更为充足的绿色研发资金来推动企业的技术改革与创新,并对区域创新产生溢出效应(许和连,2016)。综合分析,经济发展水平在绿色金融与企业发展行为中同时产生着积极和消极的影响,但可以确定的是经济发展的中介效应确实存在于两者的关系中,但具体的影响方向还有待进一步研究。

(四)城镇化水平中介效应机制

城镇是经济发展的重要领地,同时主导着技术创新。在城镇化水平的推进过程中,经济活动和人口资源能够有效地实现资源的优化配置,推动生产率的提高。新型城镇化发展将人员福利、效率、质量等进行综合考虑,其目的在于推动制度创新从而提升城镇化运行效率,进而实现经济 and 全要素生产率的高质量增长。城镇化制度创新的过程其实也是优化全要素生产率的过程,优质的城镇化水平能够对全要素生产率产生事半功倍的效果。但是随着不同地区差异的综合能力水平,城镇化可能呈现出不同的影响效应。基于以上分析,以新型城镇化水平为门槛可能在绿色金融与企业全要素生产率之间产生差异的影响程度。

四、研究设计与数据说明

(一)变量选择与数据来源

1. 数据来源

本文的研究样本为2009—2019年30个省市区(因数据缺失,不包括西藏和港澳台地区)的330个样本观测,其中企业数据来源于CSMAR数据库,其他数据取自《工业经济统计年鉴》《中国统计年鉴》等。

2. 被解释变量

在现有文献中,半参数方法现已成为估计微观企业全要素生产率的主要方法,半参数估计法主要包含OP估计法及修正的OP估计法(LP法),本文使用LP法测算的企业全要素生产率(*TFP*)作为主要的被解释变量。本文将样本公司的主营业务收入作为产出变量,将企业的员工人数、购买商品、劳务现金支出及固定资产作为投入变量,并使用商品零售价格指数、原材料、燃料、动力购进价格指数、固定资产投资价格指数对各数据进行平减消账处理。本文采取公司地址对应省份的方法共获得全国648家企业的全要素生产率,用测算出的*TFP*的平均值来度量每个不同地区的*TFP*。

3. 解释变量

绿色金融是可持续发展的必然趋势,绿色金融是我国推动生态文明建设,经济可持续健康发展,推动企业绿色转型的关键选择,而绿色信贷作为绿色项目融资的主要渠道,也是构建绿色金融体系的核心力量。因此本文采用绿色信贷衡量我国绿色金融发展。目前,对于绿色信贷的研究主要有各银行绿色信贷的投入占比、节能环保项目的贷款占比和六大高耗能产业利息支出占比的反向指标来衡量,由于本文选用的研究样本是基于全国30个省市区,考虑到数据的可获得性和时序性,采用“六大产业利息支出占总利息支出之比”来衡量绿色金融。

4. 控制变量

借鉴已有的研究,本文在研究绿色金融对 TFP 之间的关系中加入控制变量,分别为产业结构、技术进步、经济发展水平和城镇化水平。对于控制变量的具体计算公式见表1。

表2为主要变量描述性统计,其中企业全要素生产率的最大值为1.204,最小值为0.232;绿色金融的最大值为0.779,最小值为0.096,可见两者在空间上均存在显著差异。经过相关性检验可以初步判断出绿色金融与企业全要素生产率之间的正向关系,同时其他控制变量也均显著影响企业 TFP ,说明了变量选取的合理性,但上述观测结果并未考虑地区、时间等异质性特征的影响,尚需通过回归分析加以进一步检验。

表1 变量定性描述

分类	定义	指标	计算方法
被解释变量	企业全要素生产率	TFP	采用LP法测算
解释变量	绿色金融	GF	六大产业利息支出占总利息支出之比
控制变量	产业结构	IND	第三产业增加值与第二产业增加值之比
	技术进步	RD	申请授权专利数取对数
	经济发展水平	$PGDP$	人均GDP取对数
	城镇化水平	UR	城镇就业人数占总就业人数比重
空间权重矩阵	地理距离空间权重矩阵	W_1	矩阵元素为两地质心距离的倒数
	经济距离空间权重矩阵	W_2	矩阵元素为两地人均GDP之差的倒数
	经济地理综合空间权重矩阵	W_3	$W_1 \times \text{Diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, L, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right)$

表2 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最大值	最小值	中位数	相关系数
TFP	330	0.593	0.307	1.204	0.232	0.462	1
GF	330	0.424	0.132	0.779	0.096	0.729	0.486***
IND	330	1.097	0.503	4.185	0.647	0.972	0.376***
RD	330	9.040	1.538	12.506	5.187	0.396	0.577***
$PGDP$	330	10.276	0.621	11.589	8.527	8.994	0.627***
UR	330	0.414	0.112	0.716	0.214	10.322	0.745***

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

(二) 计量模型选择与建立

1. 空间相关性检验

在对模型进行分析之前,需要检验被解释变量 TFP 是否存在空间相关性,本文以经济与地理综合权重矩阵为基础,将经济距离权重矩阵和地理距离权重矩阵作为稳健性检验,对 TFP 的 Moran's I 进行检验,公式如式(1)所示:

$$\text{Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

其中: n 表示要素总数; w_{ij} 表示要素*i*和*j*之间的空间权重; $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n$ 表示所有空间的组合。

从表3可知,从2009—2019年我国 TFP 的 Moran's I 指数均为正,且均在1%水平下显著,由此说明 TFP 在空间权重分布上具有正向空间聚集效应。从数值上来看, TFP 的 Moran's I 指数呈逐年上涨趋势,逐步从2009年的0.278上涨为2019年的0.421,可以看出,各省市间的 TFP 空间相关性现象愈发明显。

表3 企业全要素生产率全局相关性检验结果

年份	Moran's I	Z	P	年份	Moran's I	Z	P
2009	0.278***	3.55	0.000	2015	0.366***	4.606	0.000
2010	0.261***	3.404	0.000	2016	0.359***	4.525	0.000
2011	0.259***	0.259	0.000	2017	0.407***	5.047	0.000
2012	0.336***	4.316	0.000	2018	0.405***	5.020	0.000
2013	0.362***	4.562	0.000	2019	0.421***	5.204	0.000
2014	0.360***	4.584	0.000				

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

由于全局空间 Moran's I 指数只能表明整体上全国内部出现了明显的聚集现象,无法观察出各省份之间具体的相关度。因此通过进一步测算局部空间 Moran's I 指数来观察不同省份间的 TFP 空间关联性。图 1 为 2009 年和 2019 年全国 TFP 的局部空间莫兰散点图,可以看出 2009 年和 2019 年的不同省市地区的 TFP 都展现出了明显的空间聚集性,且 TFP 的空间聚集主要分布在第一象限和第三象限,其中“H-H”类型的省份主要集中了北京、上海、江苏、浙江、天津、广东等东部地区的省市,而中部地区和西部地区省市大多集中在“L-L”区间。因此,为了检验绿色金融与 TFP 的空间影响效应,本文采用空间计量的方法进行实证研究。

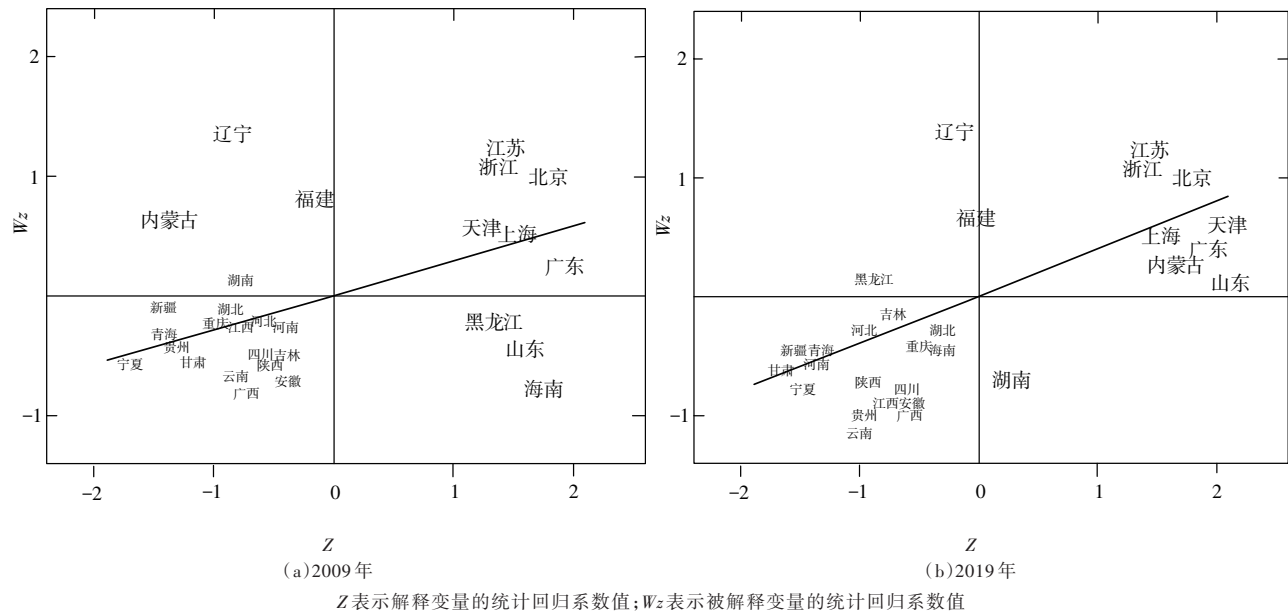


图 1 2009 年和 2019 年全国 TFP Moran's I 莫兰散点图

2. 计量模型的设定

常见的空间计量模型主要有空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SAR)和空间杜宾模型(SDM),由表 4 可知,除了 LM-Lag 的统计量系数不显著,R-LM-Lag、LM-Error 和 R-LM-Error 统计量系数均在 1% 水平下显著。因此选择空间计量模型进行实证研究具有合理性。其次,进行 LR 似然比和 Wald 检验均在 1% 下显著,由此可见空间杜宾模型(SDM)优于空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)。最后 Hausman 检验 F 值为 15.78,本文选择固定效应模型优于随机效应模型。

表 4 空间计量模型选择检验

检验	统计量	P	检验	统计量	P
LM-Lag	0.026	0.871	Wald-Spatial-Lag	44.93	0.000
R-LM-Lag	5.113	0.024	LR-Spatial-Lag	40.25	0.000
LM-Error	24.456	0.000	Wald-Spatial-Error	39.62	0.000
R-LM-Error	29.542	0.000	LR-Spatial-Error	40.11	0.000
Hausman	15.78	0.007			

综上所述,选择固定效应下的空间杜宾模型(SDPM)对绿色金融对 TFP 之间的空间效应进行研究。具体模型表达式为

$$TFP_{it} = \rho W TFP_{it} + \lambda GF_{it} + \alpha \sum_{j=1}^n W GF_{it} + \eta Controls_{it} + \beta \sum_{j=1}^n W Controls_{it} + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:被解释变量为企业全要素生产率(TFP);解释变量为绿色金融(GF); $Controls$ 表示与 TFP 相关的控制变量; ρ 表示空间自相关系数; λ 表示绿色金融对全要素生产率的影响系数; α 表示绿色金融的空间滞后变量系数; η 表示控制变量的影响系数; β 表示控制变量的空间滞后变量系数; δ 表示个体效应; μ 表示截距项; ε 表示随机变量; i 表示地区数。同时,本文选取地理距离权重矩阵(W_1)、经济距离权重矩阵(W_2)和经济地理综合权重矩阵(W_3)作为模型中的空间权重矩阵(W)。其中,地理距离空间权重矩阵采用了两地之间距离的反函数作为矩阵中的元素,经济距离空间权重矩阵采用两地间人均 GDP 的差额的反函数作为矩阵中的元素,经济地理综合权重空间矩阵结合了我国经济发展与地理距离的特征,反映了经济发展水平对邻地的影响。其具

体的表达式为 $W_3 = W_1 \times \text{Diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, L, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right)$, 其中, Diag 表示对角线为 1 的正定矩阵; $\bar{Y}_n$ 表示 n 地区人均 GDP; $\bar{Y}$ 表示全国人均 GDP 均值。

五、实证结果与分析

(一) 空间面板结果分析

表 5 给出了基本面板回归结果和空间杜宾模型考察绿色金融(GF)对 TFP 的空间关联效应, 在空间模型回归结果中, 本文主要考察 GF 和 $W \times GF$ 的影响系数。此外, 为了更加具体客观地了解绿色金融对 TFP 的边际影响效应, 需要对绿色金融对 TFP 的影响进行分解, 表 6 中列示了空间计量回归下绿色金融对 TFP 影响的直接效应、间接效应和总效应结果。通过比较分析可见: ①直接效应下, 绿色金融对 TFP 的影响系数分别为 0.202、0.188 和 0.172 且均通过显著性检验, 即本地的绿色金融发展有利于提高本地的 TFP , 与传统的面板模型系数(0.139)相比, 可见绿色金融发展对企业生产率的影响被低估, 这是由于传统面板忽略了空间相关性的影响; ②空间溢出效应下, 绿色金融发展对 TFP 的影响系数分别为 0.431、0.517 和 1.225, 且均在 1% 水平下显著, 可见本地区绿色金融发展的提高有利于推动相邻地区 TFP 增加。此外, 在对比直接效应和间接效应下的回归系数可见, 绿色金融发展对于 TFP 的溢出强度要强于地区内部的直接影响效应。以上分析都表明, 我国发展绿色金融不仅能够带动本地的 TFP , 对邻地地区的 TFP 也具有积极的空间溢出效应。

对于其他控制变量, 可以看到产业结构对于省内的 TFP 增长具有抑制作用, 而对于邻地的 TFP 具有促进作用。说明第三产业服务业的结构调整优化对本地的 TFP 还没有表现出有效的推动作用, 其“绿色化”产业更多的作用在邻地地区的全要素生产率。对于技术创新, 本地的技术创新对于本地 TFP 的直接促进效应为负, 但却表现出显著的溢出效应。可见相当部分的企业并没有由于技术创新而直接的影响 TFP , 这也侧面说明提升 TFP 需要配合政策倾斜支持, 单纯的企业自主创新对其 TFP 的推进作用较弱。对于经济发展水

表 5 固定效应空间杜宾模型(SPDM)回归结果

变量	面板模型	SPDM 模型		
		W_1	W_2	W_3
GF	0.139*(1.71)	0.202*** (2.96)	0.188*** (2.77)	0.172** (2.42)
IND	-0.217*** (-4.05)	-0.226*** (-5.03)	-0.228*** (-5.08)	-0.152*** (-3.34)
RD	0.305 (0.50)	-0.067*** (-2.85)	-0.063*** (-2.69)	-0.055** (-2.43)
$PGDP$	-0.055** (-2.09)	0.239*** (3.07)	0.227*** (2.92)	0.179** (2.28)
UR	0.084 (0.95)	0.101 (0.20)	-0.001 (-0.00)	0.226 (0.43)
$W \times GF$		0.431*** (2.83)	0.517*** (3.12)	1.225*** (5.12)
$W \times IND$		0.196** (2.58)	0.277*** (3.35)	0.199* (1.72)
$W \times RD$		0.091* (1.87)	0.088* (1.72)	0.196*** (2.72)
$W \times PGDP$		-0.200* (-1.89)	-0.103 (-0.95)	-0.006 (-0.05)
$W \times UR$		-1.468 (-1.46)	-2.573** (-2.31)	-6.904*** (-2.92)
$_{Cons}$	0.416 (0.51)			
δ^2		0.006*** (12.82)	0.006*** (12.81)	0.006*** (12.68)
R^2	0.188	0.241	0.243	0.219
Log-likelihood		360.606	360.887	359.364
地区效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
观测值	330	330	330	330

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著; 括号内数值表示统计分布的临界值。

表 6 空间杜宾模型(SDM)回归直接效应、间接效应和总效应结果

变量	地理距离权重矩阵(W_1)			经济距离权重矩阵(W_2)			经济地理综合权重矩阵(W_3)		
	直接效应	溢出效应	总效应	直接效应	溢出效应	总效应	直接效应	溢出效应	总效应
GF	0.195*** (2.74)	0.365*** (2.89)	0.560*** (4.48)	0.179** (2.52)	0.436*** (3.26)	0.616*** (4.69)	0.142* (1.86)	0.638*** (5.23)	0.781*** (7.57)
IND	-0.233*** (-5.29)	0.204*** (2.92)	-0.028 (-0.43)	-0.237*** (-5.37)	0.277*** (3.67)	0.039 (0.56)	-0.163*** (-3.58)	0.191* (2.47)	0.027 (0.40)
RD	-0.067*** (-2.90)	0.089** (2.12)	0.021 (0.54)	-0.063*** (-2.73)	0.085** (1.97)	0.022 (0.53)	-0.060** (-2.59)	0.138*** (3.19)	0.078** (2.06)
$PGDP$	0.243*** (3.16)	-0.205** (-2.11)	0.037 (0.53)	0.228*** (2.97)	-0.118 (-1.18)	0.110 (1.51)	0.181** (2.28)	-0.078 (-0.73)	0.102 (1.34)
UR	0.123 (0.24)	-1.377 (-1.51)	-1.253 (-1.37)	0.046 (0.09)	-2.330** (-2.29)	-2.284** (-2.22)	0.417 (0.77)	-4.229*** (-2.67)	-3.812** (-2.57)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著; 括号内数值表示统计分布的临界值。

平,本地的经济发展对本地 TFP 的影响为负,而其溢出效应并不明显,可能原因在于政府对 GDP 政绩的追求导致经济发展水平的提高并没有提升企业投入产出效率。在观察城镇化水平,城镇化水平没有对 TFP 产生直接显著的影响,其原因可能在于城镇化的影响更加多样化,新型城镇化主要以人为主体,我国城镇人员就业多样。因此城镇化的提升还没有直接地反映在 TFP 上。

(二) 扩展的门槛效应回归

1. 门槛效应检验

前文已经证实了绿色金融对 TFP 具有空间效应,且其控制变量对被解释变量也存在不同程度的空间差异影响。因此,本文采用面板门槛模型对控制变量在绿色金融与 TFP 之间是否存在非线性关系进行进一步的研究。其模型构建如式(3)所示:

$$TFP_{it} = \alpha_1 GF_{it} I(Controls_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 GF_{it} I(\gamma_1 < Controls_{it} \leq \gamma_2) + \alpha_3 GF_{it} I(\gamma_2 < Controls_{it}) + \beta \sum Controls_{it} + \mu \quad (3)$$

其中: $Controls_{it}$ 表示门槛变量; γ 表示门槛值; I 表示虚拟变量; α_1 、 α_2 、 α_3 分别表示当 $Control_{it} \leq \gamma_1$ 、 $\gamma_1 < Control_{it} \leq \gamma_2$ 和 $\gamma_2 < Control_{it}$ 时绿色金融发展对 TFP 的影响程度。若门槛值 γ 设置合理,绿色金融发展对 TFP 在不同的金融发展区间上会存在显著差异,此处设立模型为双重门槛模型,同时也可能出现单一门槛和多重门槛的可能,只需重新设定模型即可。

在进行门槛检验前,需要验证模型是否存在门槛值及其显著性水平。本文采用 Bootstrap 方法模拟抽样 300 次搜索门槛值,结果见表 7。可以看到控制变量在绿色金融与 TFP 之间的关系中均存在门槛效应,其中产业结构(IND)和经济发展水平($PGDP$)存在三重门槛,技术创新(RD)和城镇化水平(UR)存在双重门槛。

2. 面板门槛回归结果分析

表 8 为当产业结构、研发水平、经济发展水平和城镇化水平分别作为门槛变量时的门槛回归估计结果。从表 8 可以看出,当产业结构未跨过第一门槛值时,绿色金融对 TFP 的影响并不显著;随着产业结构的提高两者间的促进作用逐渐显现,当产业结构跨过第三个门槛值时,绿色金融对 TFP 的影响系数为 0.297,但仍在 10% 水平下显著。这说明了在绿色金融政策的引导下,产业结构向“绿色化”调整和环保减排的意愿更加强烈。因此,绿色金融对 TFP 的影响作用会越来越强。对于技术创新,从表 8 可以观察到,随着技术创新的提高,两者间系数一直在 1% 水平下显著,说明技术创新的提高在绿色金融与 TFP 的关系中一直扮演着积极重要的中介效应,这也再次强调了绿色金融政策的实施确实有利于企业的绿色转型技术创新,这个结果也支持了“波特假说”。

再观察经济发展水平,当 $PGDP$ 未跨过第二个门槛值(10.968)时,绿色金融对 TFP 一直保持正向带动效应,之后随着 $PGDP$ 的提高,两者间的作用减弱,在 $PGDP$ 越过第三个门槛值(11.122)后,绿色金融对 TFP 出现了显著的抑制作用,这反映出我国当前经济发展的同时也伴随着政府为追求政绩和企业为追求利润最大化而忽视了对环保项目的实施,从而抑制了企业的绿色发展,可见目前我国过高的经济发展水平并不有利于绿色金融对 TFP 的推行。

最后观察城镇化水平,当 UR 小于第一门槛值时,绿色金融对 TFP 存在显著的促进作用,然而随着 UR 的提高,两者间的促进作用转变为负向作用,随着 UR 跨过第二门槛值之后,绿色金融对 TFP 才又逐渐变为正向带动作用,可见城镇化水平的变化在绿色金融对 TFP 的影响中更加复杂,这是由于城镇化水平受到了地

表 7 门槛效应检验

变量	门槛模型	F	P	门槛值估计值	1%、5%、10% 临界值	95% 置信区间
IND	单一门槛	13.619**	0.020	1.751	33.080, 10.034, 7.951	[0.794, 1.815]
	双重门槛	16.420***	0.000	2.545 1.751	14.678, 11.868, 10.651	[2.402, 2.545] [1.638, 1.758]
	三重门槛	7.738**	0.020	0.877	8.190, 5.211, 3.904	[0.778, 0.954]
RD	单一门槛	20.297***	0.000	7.270	11.969, 7.796, 5.311	[7.264, 7.374]
	双重门槛	3.174**	0.040	6.593 7.266	8.604, 2.401, 1.540	[6.089, 12.147] [7.264, 7.300]
	三重门槛	1.766	0.200	7.026	8.484, 3.112, 2.688	[7.026, 12.147]
PGDP	单一门槛	40.780***	0.000	10.968	28.676, 11.576, 7.868	[10.778, 10.968]
	双重门槛	6.009*	0.100	11.122 10.968	14.180, 7.776, 5.661	[11.040, 11.385] [10.766, 10.968]
	三重门槛	4.745*	0.080	10.590	10.830, 6.950, 4.141	[9.607, 10.778]
UR	单一门槛	43.288***	0.000	0.452	36.739, 11.110, 8.147	[0.448, 0.462]
	双重门槛	11.162*	0.080	0.550 0.452	25.803, 13.936, 9.613	[0.381, 0.661] [0.448, 0.462]
	三重门槛	6.338	0.160	0.424	15.993, 9.442, 7.193	[0.253, 0.709]

注: *, **, *** 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著, F 值是采用 Bootstrap 方法模拟抽样 300 次之后得到的结果。

区人才资源、经济发展、对外投资水平等一系列因素的影响,总体来看当城镇化水平较低时,绿色金融的扶持性目的和手段会更加单纯直接,这也是在城镇化水平较低的地区绿色金融对 TFP 的作用明显的原因。然而随着城镇化水平的提高,地区的综合影响更加多元化,其中的不确定因素加强。因此,绿色政策的推行效果会大大减弱,随着当新型城镇化水平的形成,地区的综合优势配合绿色政策的执行会逐渐将绿色金融与 TFP 之间的积极影响拉回正轨。

表8 面板门槛回归估计结果

门槛变量	IND	RD	$PGDP$	UR
IND	-0.132***(-3.51)	-0.162***(-4.48)	-0.163***(-4.70)	-0.156***(-4.41)
RD	-0.054**(-0.021)	-0.046*(-1.96)	-0.064***(-2.77)	-0.054**(-2.43)
$PGDP$	0.007(0.18)	0.018(0.42)	0.039(0.94)	0.045(1.11)
UR	1.595***(-3.04)	1.056**(-2.05)	0.870*(1.72)	0.767(1.51)
$GF(IND \leq 0.877)$	0.101(1.23)			
$GF(0.877 < IND \leq 1.751)$	0.217***(-2.95)			
$GF(1.751 < IND \leq 2.545)$	1.032***(-6.28)			
$GF(IND > 2.545)$	0.297*(1.93)			
$GF(RD \leq 6.593)$		0.382***(-3.59)		
$GF(6.593 < RD \leq 7.266)$		0.497***(-5.63)		
$GF(RD > 7.266)$		0.258***(-3.72)		
$GF(PGDP \leq 10.590)$			0.392***(-5.58)	
$GF(10.590 < PGDP \leq 10.968)$			0.285***(-3.57)	
$GF(10.968 < PGDP \leq 11.122)$			0.026(0.27)	
$GF(PGDP > 11.122)$			-0.194**(-2.00)	
$GF(UR \leq 0.452)$				0.278***(-3.66)
$GF(0.452 < UR \leq 0.550)$				-0.301***(-2.71)
$GF(UR > 0.550)$				0.217*(1.74)
_Cons	0.552**(-2.36)	0.668***(-2.80)	0.704***(-3.12)	0.544**(-2.47)
F	11.18	10.52	12.96	15.30
R^2	0.234	0.200	0.262	0.267
观测值	330	330	330	330

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著;括号内数值表示统计分布的临界值。

六、研究结论与政策启示

基于对绿色金融与企业全要素生产率(TFP)的影响效应和作用机制的研究,本文尝试构建包括绿色金融与 TFP 的分析框架,选取 2009—2019 年我国 30 个省市区为研究样本,综合利用空间杜宾模型和面板门槛模型考察绿色金融对 TFP 的空间直接效应和空间溢出效应,并分析其中的中介机制。主要结论如下:①绿色金融对 TFP 存在明显促进效应和空间溢出效应;②在影响机制方面,绿色金融与 TFP 之间的关系受到了产业结构、技术创新、经济发展水平和城镇化水平的影响,且存在明显的门槛效应。其中产业结构水平、技术创新的提升能够有效地提升绿色金融对 TFP 的带动效应,而区域经济发展水平在两者间的存在逐步弱化效应,城镇化水平则对两者间的影响呈“U”型。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:①充分发挥绿色金融对 TFP 的正向带动作用,继续完善绿色金融政策,建立约束高耗能企业污染排放的信贷约束制度,将绿色产业发展和绿色金融体系相结合推动企业绿色转型;②在构建绿色金融框架体系时同时推动产业结构“绿色化”转型并鼓励企业技术创新,摒弃“先污染,后治理”的传统做法,争取在污染源头上采取措施推动企业绿色生产过程;③客观看待地区经济发展增速,有选择性地引入高质量高效率的产业形成经济发展与生态环境之间的良性互动,最终实现引资与环境的双赢,同时也要加大人才引进实现科技、教育和产业之间的深度合作。

参考文献

- [1] 柴晶霞, 2018. 绿色金融影响宏观经济增长的机制与路径分析[J]. 生态经济(9): 56-60.
- [2] 邓翔, 2012. 绿色金融研究述评[J]. 中南财经政法大学学报(6): 68-72.
- [3] 董捷, 2013. 我国绿色金融发展的现状、问题和对策[J]. 工业技术经(3): 158-162.
- [4] 何凌云, 梁宵, 杨晓蕾, 等, 2019. 绿色信贷能促进环保企业技术创新吗[J]. 金融经济研究(5): 109-121.
- [5] 胡冰, 王晓芳, 2017. 我国环境投入、经济增长与碳排放的关系探究——基于省际门槛面板模型[J]. 财经论丛(5): 3-11.

- [6] 贾生华, 疏礼兵, 邬爱其, 2006. 民营企业技术创新能力的影响因素及其差异分析——以浙江省为例[J]. 管理学报(1): 107-112.
- [7] 李若愚, 2016. 我国绿色金融发展现状及政策建议[J]. 宏观经济管理(1): 58-60.
- [8] 李晓西, 夏光, 2015. 绿色金融与可持续发展[J]. 金融论坛(10): 32-42.
- [9] 刘霞, 何鹏, 2019. 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(3): 78-86.
- [10] 宁伟, 余金花, 2014. 绿色金融与宏观经济增长动态关系实证研究[J]. 求索(8): 62-66.
- [11] 裴育, 徐炜锋, 杨国桥, 2018. 绿色信贷投入、绿色产业发展与地区经济增长——以浙江省湖州市为例[J]. 浙江社会科学(3): 45-53, 157.
- [12] 苏冬蔚, 连莉莉, 2018. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J]. 金融研究(12): 123-137.
- [13] 王静, 2019. 我国绿色金融发展驱动因素与进展研究[J]. 经济体制改革(5): 136-142.
- [14] 王康仕, 孙旭然, 王凤荣, 2019. 绿色金融发展、债务期限结构与绿色企业投资[J]. 金融论坛(7): 9-19.
- [15] 王康仕, 孙旭然, 王凤荣, 2019. 绿色金融、融资约束与污染企业投资[J]. 当代经济管理(12): 83-96.
- [16] 吴晟, 武良鹏, 吕辉, 2019. 绿色信贷对企业生态创新的影响机理研究[J]. 软科学(4): 53-56.
- [17] 谢婷婷, 刘锦华, 2019. 绿色信贷如何影响中国绿色经济增长?[J]. 中国人口·资源与环境(9): 83-90.
- [18] 许和连, 2016. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界(2): 36-49.
- [19] 原毅军, 谢荣辉, 2014. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济(8): 57-69.
- [20] 张藏领, 王小江, 2015. 关于绿色金融发展瓶颈期的思考[J]. 环境保护(24): 59-62.
- [21] 张莉莉, 肖黎明, 高军峰, 2018. 中国绿色金融发展水平与效率的测度及比较——基于1040家公众公司的微观数据[J]. 中国科技论坛(9): 100-112.
- [22] ADAM B J, ROBERT N S, 2020. Dynamic incentives of environmental regulations: The effects of alternative policy instruments on technology diffusion[J]. Journal of Environmental Economics and Management(3): 115-127.
- [23] BERNANKE B S, BLINDER A S, 1988. Credit, money, and aggregate demand[J]. Social Science Electronic Publishing(2): 435-439.
- [24] MORRIS C S, SELLON G H, 1995. Bank lending and monetary policy: Evidence on a credit channel[J]. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review(2): 59-75.
- [25] PORTER M E, VAN DEN LINDE C, 1995. Green and competitive: Breaking the stalemate[J]. Harvard Business Review, 73(5): 120-133.

Research on the Relationship between Green Finance and Total Factor Productivity Based on Space Spillover Effect

Zhang Mulin¹, Zhao Kui²

(1. Guizhou Socialist College, Guiyang 550002, China; 2. School of Economics and Management, Guizhou Normal University, Guiyang 550025, China)

Abstract: Taking 30 provinces and municipalities in China from 2006 to 2016, the spatial effect of green finance on the total factor productivity (TFP) of enterprises is investigated comprehensively using the spatial Dubin model and panel threshold model, and the intermediary mechanism is analyzed. The main conclusions are as follows. Green finance has a significant promotion effect and space spillover effect on TFP of enterprises. In terms of impact mechanism, the relationship between green finance and TFP has been affected by the intermediary influence of industrial structure adjustment, technological innovation and development, regional economic development level and urbanization level, and there are obvious threshold effects. Among them, the improvement of industrial structure and technological innovation can effectively promote the driving effect of green finance on TFP, and the level of economic development between the two gradually weakens, and the impact of urbanization on the two is U-shaped. The research conclusions provide important directional references for advancing the green transformation and upgrading of enterprises, improving the strategic goals of total factor productivity, and improving the green financial system.

Keywords: green finance; total factor productivity; space spillover; threshold effect