

绿色金融能否提高中国城市绿色全要素生产率

——基于中国 285 个城市的证据

谢东江, 胡士华, 包芸夕

摘 要: 金融是现代经济的核心, 绿色金融在推动经济绿色增长的过程中发挥着重要作用。本文基于 2003—2019 年中国 285 个地级及以上城市的空间面板数据, 构建了三种空间权重矩阵并使用空间计量模型, 实证检验绿色金融对城市绿色全要素生产率的空间影响及其作用机制。研究结论如下。(1) 绿色金融和城市绿色全要素生产率均表现出显著的空间自相关性。(2) 绿色金融不仅能提升本地区城市绿色全要素生产率, 还能提升邻近地区城市绿色全要素生产率, 具有显著的正向空间溢出效应。(3) 环境规制加强了绿色金融对本地城市绿色全要素生产率的促进作用, 减缓了对邻近城市绿色全要素生产率的促进作用。(4) 绿色金融对东部地区城市绿色全要素生产率的空间溢出效应最大, 中部地区次之, 西部地区最小; 绿色金融对 I 型及以上大城市的绿色全要素生产率的空间溢出效应最大, II 型大城市次之, 中等城市最小, 对小城市未产生显著的空间溢出效应。

关键词: 绿色金融; 环境规制; 城市绿色全要素生产率; 空间计量模型; 空间溢出效应

中图分类号: F299.22 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)04-0122-16

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230613.002

一、引 言

当前, 要实现中国经济绿色可持续发展, 关键是要提高绿色全要素生产率^[1] (Green Total Factor Productivity, 以下简称 GTFP^①)。金融是经济发展的重要动力, 能有效提升 GTFP^[2]。与传统金融不同, 绿色金融在关注经济增长的同时, 更加注重可持续发展^[3], 它将节约资源、环境保护等理念纳入经济活动, 以实现经济、资源和环境协调发展为目标^[4]。党的十九大报告将发展绿色金融作为建设美丽中国的重要内容, 十九届四中全会将“发展绿色金融”作为“实行最严格的生态环境保护制度”的重要组成部分。实现“双碳”目标也需发挥绿色金融的撬动作用与示范效应, 吸引金融和社会资本投入到节能环保等绿色项目^[5]。由于不同地区的资源禀赋具有差异性, 绿色金融

基金项目: 国家社会科学基金项目“农村信贷合约履约机制与农村信贷制度创新研究”(12BJY098); 国家社会科学基金项目“金融合约履行与实体企业‘脱实向虚’治理机制创新研究”(22BJY105)

作者简介: 谢东江, 西南大学经济管理学院博士研究生(重庆 400700); 胡士华(通讯作者), 西南大学经济管理学院教授、博士生导师, hsh_cq@163.com; 包芸夕, 兴安县委首镇人民政府人员(广西 桂林 541000)

^① GTFP 是度量绿色发展的重要指标, 并且为绿色经济增长提供动力源泉, 它是在传统全要素生产率的基础上, 综合考虑了减少能源消耗和污染产出的新型全要素生产率。参见林伯强、谭睿鹏:《中国经济集聚与绿色经济效率》,《经济研究》2019 年第 2 期。另, 本文 GTFP 和 gtfp 均表示绿色全要素生产率。

是否能促进不同地区的经济低碳发展,其结果具有不确定性。那么,绿色金融会对中国城市 GTFP 产生什么样的影响呢?绿色金融是否会对城市 GTFP 产生空间溢出效应?绿色金融对不同城市规模 and 不同地区的城市 GTFP 的空间溢出效应是否会表现出异质性?研究绿色金融对城市 GTFP 的影响及空间效应具有非常重要的现实意义。

本文可能存在的边际贡献有:(1)从经济效应和环境效应来研究绿色金融对城市 GTFP 的影响,有利于丰富绿色金融对经济环境影响的研究;(2)从城市空间视角使用空间计量模型实证检验绿色金融对 GTFP 的影响及空间溢出效应,弥补了现有研究在实证分析方法方面的不足;(3)以环境规制为调节变量,揭示了其对绿色金融提升本地城市和邻近城市 GTFP 的作用机制。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

与本文相关的文献主要有两类,一类是绿色金融的宏观效应研究,另一类是 GTFP 影响因素的研究。

关于绿色金融的宏观效应。现有研究主要围绕绿色金融的宏观经济效应和宏观环境效应展开。在宏观经济效应上,多数学者认为绿色金融有助于促进经济增长。李晓西等^[6]认为,绿色金融可通过控制环境风险、引导企业和社会的经济与环境行为和资源配置等作用机制促进中国区域经济可持续发展。王遥等^[7]认为,绿色金融可通过信贷倾斜、利率浮动等方式引导储蓄转化为绿色投资从而推动中国经济增长。朱建华等^[8]基于贵州省 9 个市(州)的数据实证,认为该省绿色金融与循环经济整体水平不高,但是绿色金融与循环经济之间却能够协同发展。少数学者认为绿色金融对经济增长没有表现出显著的促进作用。Chen 等^[9]基于中国绿色保险数据,实证检验了绿色金融对对外直接投资的影响,认为绿色金融未能显著促进对外直接投资,而且绿色金融影响对外直接投资的程度与地区的市场化强度有关。在宏观环境效应上,学者们认为绿色金融能改善环境,降低污染。Ren 等^[10]基于构建的绿色金融发展指数并使用 VEC 模型实证检验,认为绿色金融能够有效降低碳排放强度,并且中国的绿色金融政策会对碳减排产生强烈影响。Huang 等^[11]采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)模型,发现绿色金融政策总体上有利于改善环境,但是表现出地区异质性,东部地区最明显,而对西部地区没有显著影响。Peng 等^[12]使用随机前沿方法,发现绿色金融在较高经济水平、较高市场化程度和较丰富资源禀赋的省份更能显著提高能源效率。

有关 GTFP 影响因素的研究。学者们主要从环境规制、投资、数字金融、产业结构、技术创新、人力资本等方面研究其对 GTFP 的影响。总体而言,不同影响因素对 GTFP 的作用效果不同,有的影响因素对 GTFP 表现出显著的促进作用,有的影响因素对 GTFP 没有表现出显著的促进作用,有的影响因素对 GTFP 表现出非线性影响。代表性研究如,蔡乌赶等^[13]基于中国省级面板数据,探究了不同类型的环境规制对 GTFP 的影响,认为命令型环境规制对 GTFP 未产生直接影响,市场激励型环境规制有先促进后抑制的倒 U 型影响,自愿协议型环境规制为先抑制后促进的 U 型影响。何凌云等^[14]认为,环境规制对 GTFP 表现出倒 U 型影响,且在不同企业特征中表现出差异性。冯严超等^[15]认为,外商直接投资(FDI)对 GTFP 没有表现出显著的影响,对外直接投资(OFDI)对 GTFP 表现出一定的促进作用。孙学涛等^[16]基于中国县域面板数据,发现数字金融能显著提升县域 GTFP,且表现出显著的空间溢出效应。张明林等^[17]以国家优先支持政策为准自然实验使用 PSM-DID 模型,发现国家优先支持政策对革命老区的 GTFP 表现出正向促进作用,且通过智力资本投入等作用机制实现。逯进等^[18]发现,产业结构升级和技术创新不仅均能显著提升 GTFP,还表现出显著的异质性。Wang 等^[19]基于空间计量模型,发现高等教育型人力资本能显著

提升 GTFP, 而初级教育型人力资本却表现出抑制作用。

现有文献对绿色金融的宏观效应以及影响 GTFP 的因素均已做了丰富的研究, 为本文的研究提供了相关借鉴, 但是现有文献仍存在以下不足。(1) 缺乏从城市空间溢出视角, 研究绿色金融对中国城市 GTFP 的影响。(2) 环境规制如何调节绿色金融对城市 GTFP 的影响, 需要进一步探讨。因此, 本文基于城市层面的数据实证研究绿色金融对 GTFP 的影响及空间溢出效应。

(二) 研究假设

绿色金融一方面可通过资金导向、激励效应和惩罚效应影响本地区城市 GTFP, 另一方面绿色金融可通过示范效应影响邻近地区城市 GTFP。环境规制作为一项环境政策可通过倒逼效应调节绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用; 通过增加生产成本等方式调节绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用。

1. 绿色金融对本地城市 GTFP 的影响。绿色金融可通过资金导向、激励效应和惩罚效应影响本地区城市 GTFP。首先, 绿色金融积极引导信贷资金从高污染、高耗能行业流向清洁型、环保型等绿色行业, 引导信贷资金从资本密集型和劳动密集型产业流向技术型和知识型产业^[20]。然后, 绿色金融通过降低利率和给予更多的贷款资金等方式激励从事绿色生产和绿色投资的企业, 通过限制贷款额度和提高利率等方式惩罚从事高污染、高耗能生产和投资的企业。绿色金融降低了从事绿色生产和绿色投资企业的融资成本和融资难度, 提高了从事高污染、高耗能生产和投资的企业融资成本和融资难度, 即绿色金融通过激励效应和惩罚效应的差异化方式区别对待污染型和绿色型企业的投融资活动。本地城市实施绿色金融政策后, 通过资金导向、激励效应和惩罚效应, 从事污染型项目投资活动逐渐减少, 从事清洁型项目投资活动逐渐增加, 而且从事清洁型等绿色项目投资会提升企业绩效, 提高生产率, 从而提升全要素生产率。绿色项目具有低耗能、低污染的特征, 绿色项目的生产和投资能够降低地区能源消耗和污染产出。因此本地城市实施绿色金融政策后, 一方面更够提升全要素生产率, 另一方面能减少能源消耗和污染产出, 从而提升了本地城市的 GTFP。

2. 绿色金融对邻近城市 GTFP 的影响。绿色金融可通过本地区实施的绿色金融政策的示范效应影响邻近地区城市 GTFP。节能减排指标成为衡量一个地方经济发展绩效的重要指标之一^[21], 本地区城市通过实施绿色金融政策取得了降低绿色企业融资成本、融资难度和促进节能减排的绿色经济增长效果, 邻近地区城市看到本地区城市实施绿色金融政策能产生如此的经济效益, 就会模仿本地区城市做法, 采取实施绿色金融政策的方式以缩小或保持和本地城市在绿色经济增长的差距, 因此本地城市实施绿色金融政策的示范效应能够显著提升邻近城市的 GTFP。

通过以上分析, 本文提出假设 1:

H1: 绿色金融对城市 GTFP 具有显著促进作用, 并且存在空间溢出效应。

3. 绿色金融、环境规制与城市 GTFP。环境规制可通过倒逼效应调节绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用; 通过增加生产成本等方式调节绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用。环境规制本质为一项严格的环境政策。一方面, “波特假说”理论认为严格合理的环境规制可以倒逼本地区污染型企业进行技术创新, 提高生产效率, 改变本地区原有高耗能、高污染的生产方式, 转向绿色环保型的生产方式, 从而减少本地区的污染产出, 提升本地城市 GTFP, 因此环境规制会增强绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用。另一方面, “遵循成本效应”理论表明严格的环境规制会促使企业购买治污设备, 无形中增加企业的生产成本, 降低企业的生产效率, 加之绿色金融对绿色企业降低信贷利率, 对污染型企业增加信贷利率、限制信贷额度, 无形中增加了污染型企业的融资成本和融资难度, 导致污染型企业向环境规制较为宽松的地区转移, 增加了邻近地区的污染产出, 不利于提升邻近城市 GTFP, 因此环境规制会减缓绿色金融对邻近地区城市 GTFP 的促进作用。

通过以上分析, 本文提出假设 2:

H2: 环境规制会增强绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用, 但会减缓绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用。

三、研究设计

(一) 空间计量模型设定

为研究绿色金融对城市 GTFP 的空间效应, 参考白俊红等^[22]的研究, 建立如下由式 (1) 和式 (2) 组成的空间计量模型。

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \rho Wgtfp_{it} + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 X_{it} + \theta_1 Wgfin_{it} + \theta_2 WX_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\mu_{it} = \lambda W\mu_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式 (1)、(2) 中, $gtfp_{it}$ 为城市 GTFP, 是本文的被解释变量; $gfin_{it}$ 为城市绿色金融, 是本文的核心解释变量; X 为控制变量; ρ 为空间自相关系数; W 为空间权重矩阵; θ_1 和 θ_2 分别为核心解释变量和控制变量的空间交互项系数; δ_i 表示个体效应; η_t 表示时间效应; μ_{it} 和 ϵ_{it} 为随机误差项。

当 $\lambda=0$ 时, 由式 (1) 和式 (2) 组成的空间计量模型变为如下:

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \rho Wgtfp_{it} + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 X_{it} + \theta_1 Wgfin_{it} + \theta_2 WX_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式 (3) 为空间杜宾模型 (SDM 模型)。

当 $\theta_1=\theta_2=\lambda=0$ 时, 由式 (1) 和式 (2) 组成的空间计量模型变为如下:

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \rho Wgtfp_{it} + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 X_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式 (4) 为空间自回归模型 (SAR 模型), 又称空间滞后模型。

当 $\rho=\theta_1=\theta_2=0$ 时, 由式 (1) 和式 (2) 组成的空间计量模型变为如下:

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gfin_{it} + \alpha_2 X_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\mu_{it} = \lambda W\mu_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

由式 (5) 和式 (6) 组成空间误差模型 (SEM 模型)。

(二) 空间权重矩阵构建

常见的空间权重矩阵主要有地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵和经济地理嵌套权重矩阵^[23]。借鉴学者们的做法构建本文的地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵和经济地理嵌套权重矩阵。

地理距离权重矩阵的公式如下:

$$W_{geo} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2}, & (i \neq j) \\ 0, & (i = j) \end{cases} \quad (7)$$

式 (7) 中, W_{geo} 为地理距离权重矩阵, d_{ij} 为两城市间的距离, 通过两城市经纬度坐标计算。

经济距离权重矩阵的公式如下:

$$W_{eco} = \begin{cases} \frac{1}{|pgdp_i - pgdp_j|}, & (i \neq j) \\ 0, & (i = j) \end{cases} \quad (8)$$

式 (8) 中, W_{eco} 为经济距离权重矩阵, $pgdp$ 为城市实际人均 GDP。

经济地理嵌套权重矩阵的公式如下:

$$W_{qiantao} = 0.5W_{geo} + 0.5W_{eco} \quad (9)$$

式 (9) 中, $W_{qiantao}$ 为经济地理嵌套权重矩阵。

(三) 指标选取与数据来源

1. 指标选取。被解释变量。本文的被解释变量为城市绿色全要素生产率 (*gtfp*)。参考蔺鹏等^[24]的研究,由投入和产出指标通过数据包络分析(DEA)模型计算城市GTFP。投入指标为劳动力投入、物质资本存量投入和能源消耗投入。劳动力投入为城市劳动力从业人员数,单位为万人。物质资本存量由 $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$ 计算,单位为亿元, I 为城市实际固定资产投资, δ 为折旧率,参考单豪杰^[25]的研究,取 $\delta = 10.96\%$,基期物质资本存量 $K_0 = I_0 / (\delta + g)$, I_0 为基期固定资产投资, g 为城市固定资产投资的几何增长率。能源消耗投入为城市全社会用电量^①,单位为万吨。产出指标为期望产出和非期望产出。期望产出为城市实际GDP,单位为亿元,非期望产出由城市工业废水排放量(万吨)、城市工业SO₂排放量(万吨)和城市工业烟尘排放量(万吨)经过熵值法合成环境综合指数。最后使用DEA-Malmquist-Luenberger(ML)指数测算城市GTFP,由于ML指数测算出的是城市GTFP的增长率,参考彭小辉等^[26]的做法,采用累积乘法的思想测算城市GTFP。

核心解释变量。本文的核心解释变量为绿色金融(*gfin*)。参考谢乔昕^[27]测度中国省级绿色金融水平的方法,使用城市金融发展与城市绿色发展的耦合协调度来度量城市绿色金融,具体公式如下:

$$gfin = 2[(fina \times gdev) / (fina + gdev)^2]^{\frac{1}{2}} \times (0.5fina + 0.5gdev) \quad (10)$$

式(10)中, *gfin* 为城市绿色金融, *fina* 表示经过标准化后的城市金融发展, *gdev* 表示经过标准化后的城市绿色发展。其中,城市金融发展参考周迪等^[28]的做法,用城市金融机构贷款额/GDP度量;城市绿色发展参考刘锡良等^[29]的做法,使用单位GDP污染物产出度量绿色发展,单位GDP污染物产出 = (城市工业废水排放量 + 城市工业SO₂排放量 + 城市工业烟尘排放量) / GDP,由于单位GDP污染物产出为逆向指标,参考王会等^[30]的做法,对单位GDP污染物产出指标做极值法无量纲处理,使其正向化。

调节变量。本文的调节变量为环境规制(*enre*)。参考宋鹏等^[31]的研究,选取城市污染治理投资总额并取对数^②表示。

控制变量。参考汪克亮等^[32]的研究,为控制其他因素对城市GTFP的影响,选取城市财政支出规模(*expe*)、城市外商直接投资规模(*fore*)、城市公共交通基础设施(*publ*)、城市信息化水平(*info*)和城市人力资本(*huma*)作为本文的控制变量。其中,城市财政支出规模用城市财政支出/GDP度量;城市对外直接投资水平用城市实际使用外资/GDP度量;城市公共交通基础设施用城市每万人拥有公共汽车数量度量;城市信息化水平用移动电话用户数的对数值度量;城市人力资本用城市每万人中在校大学生数度量。

2. 数据来源。鉴于有的指标在2003年以前没有相关数据,因此选取的时间点从2003年开始,选取2003—2019年中国285个地级及以上城市的面板数据。被解释变量的原始数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和国家统计局地区数据。核心解释变量的原始数据来源于《中国城市统计年鉴》。调节变量和控制变量的原始数据来源于《中国城市统计年鉴》和国家统计局。

① 由于城市全社会用电量的单位为万千瓦时,因此要折算成以万吨标准煤为计量单位,折算系数来源《中国能源统计年鉴》附录4各种能源折标准煤参考系数。

② 由于缺少城市层面的污染治理投资总额,参考(宋鹏等,2022)的做法,城市污染治理投资总额 = 城市所属省份的污染治理投资总额 * (城市工业废水排放量 / 所属省份的工业废水排放量)。

(四) 描述性统计

各变量之间若存在高度自相关关系会导致回归结果出现偏差,从而出现变量之间的多重共线性问题,因此需对各变量进行多重共线性检验。通过使用方差膨胀因子(VIF)检验,得出各变量的VIF值均小于5,且变量的平均VIF值=1.50,也小于5,说明本文所选取的变量之间不存在严重的多重共线性,然后对各变量做了描述性统计,结果如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量	变量含义	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>gtfp</i>	绿色全要素生产率	—	4 845	1.336	0.529	0.313	10.802
<i>gfin</i>	绿色金融	—	4 845	0.403	0.129	0	0.998
<i>expe</i>	财政支出规模	—	4 845	0.168	0.097	0.031	0.916
<i>fore</i>	外商直接投资规模	—	4 845	0.020	0.022	0	0.323
<i>publ</i>	公共交通基础设施	辆	4 845	7.630	7.668	0	225.500
<i>info</i>	信息化水平	—	4 845	14.536	1.018	10.766	17.523
<i>huma</i>	人力资本	人	4 845	159.788	219.620	0	1 311.241
<i>enre</i>	环境规制	—	4 845	20.642	1.276	15.553	24.934

注:—表示无量纲单位,结果为具体的数值。其中公共交通基础设施为每万人拥有有公共汽车数量;人力资本为每万人中在校大学生人数。

(五) 空间自相关性检验

在进行空间计量之前,需检验被解释变量和核心解释变量是否存在空间上的自相关关系,若存在自相关关系,可使用空间计量方法,若不存自相关关系,则使用普通的计量方法。此即需对被解释变量和核心解释变量进行空间自相关检验,从而判断被解释变量和核心解释变是否存在空间自相关性。参考赵云鹏等^[33]的研究,使用空间莫兰指数I(Moran's I)对绿色金融和GTFP进行空间自相关检验,公式如下:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (11)$$

$$\text{式(11)中, } \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}, S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n}, W_{ij} \text{ 表示空间权重矩阵;}$$

当做绿色金融空间自相关检验时, X_i 和 X_j 分别表示第*i*和第*j*个城市的绿色金融;当做GTFP空间自相关检验时, X_i 和 X_j 分别表示第*i*和第*j*个城市的GTFP; $\bar{X}$ 为均值; S^2 为285个城市的样本方差。Moran's I的取值范围为(-1, 1),当Moran's I的取值为(-1, 0)时,表示绿色金融或GTFP为负的空间自相关;当Moran's I的取值为(0, 1)时,表示绿色金融或GTFP为正的空间自相关;当Moran's I的取值为0时,表示绿色金融或GTFP不存在空间自相关。其结果如表2所示。

由表2可知,在时间范围为2003—2019年,绿色金融和城市GTFP每年的Moran's I均显著为正,且其Moran's I的取值均在(0, 1)内,表明绿色金融和城市GTFP均存在空间自相关,满足使用空间计量模型的前提条件。

表 2 绿色金融和 GTFP 的空间自相关结果^①

年份	地理距离权重矩阵					
	<i>Moran's I</i>	<i>z</i>	<i>p</i>	<i>Moran's I</i>	<i>z</i>	<i>p</i>
2003	0.078	3.169	0.001	0.028	1.414	0.079
2004	0.064	2.628	0.004	0.064	2.752	0.003
2005	0.046	1.963	0.026	0.077	3.205	0.001
2006	0.054	2.229	0.013	0.086	3.497	0.000
2007	0.062	2.559	0.005	0.110	4.444	0.000
2008	0.080	3.267	0.001	0.109	4.376	0.000
2009	0.086	3.483	0.000	0.119	4.796	0.000
2010	0.100	4.061	0.000	0.113	4.539	0.000
2011	0.117	4.700	0.000	0.094	3.814	0.000
2012	0.117	4.694	0.000	0.100	4.038	0.000
2013	0.116	4.653	0.000	0.079	3.219	0.001
2014	0.116	4.650	0.000	0.079	3.227	0.001
2015	0.129	5.168	0.000	0.094	3.784	0.000
2016	0.147	5.875	0.000	0.102	4.093	0.000
2017	0.150	5.984	0.000	0.108	4.338	0.000
2018	0.132	5.303	0.000	0.113	4.562	0.000
2019	0.153	6.125	0.000	0.083	3.560	0.000

注： z 表示莫兰指数的 z 统计量， p 表示莫兰指数的显著性水平。

四、空间计量实证结果与分析

（一）空间计量模型适用性检验

在使用空间计量模型分析绿色金融对城市 GTFP 的影响时，需判断使用哪种空间计量模型是合适的，也即判断文本应该使用 SAR 模型、SEM 模型或 SDM 模型中的哪一种模型。参考曾艺等^[34]的研究，采用空间滞后拉格朗日乘子（LM-lag）、空间自相关拉格朗日乘子（LM-error）、Robust-LM-lag 和 Robust-LM-error 进行检验。若 LM-lag 和 LM-error 都不显著，则使用 OLS 回归；若 LM-lag 和 LM-error 只有一个显著，以 LM-lag 显著为例，若 LM-lag 显著则采用 SAR 模型；若 LM-lag 和 LM-error 均显著，则进一步检验 Robust-LM-lag 和 Robust-LM-error，若只有 Robust-LM-lag 显著，则使用 SAR 模型，若 Robust-LM-lag 和 Robust-LM-error 均显著，则使用 SDM 模型。基于选定的模型进行 Hausman 检验，以判断是使用固定效应模型还是随机效应模型，Hausman 检验的原假设为选择随机效应模型。最后再用 LR 和 Wald 检验进行稳健性检验看 SDM 模型能否退化为 SAR 模型或 SEM 模型，LR 检验和 Wald 检验的原假设均为 SDM 模型可退化为 SAR 模型或 SEM 模型。检验结果如表 3 所示。

由表 3 可知，在三种空间权重矩阵下，LM-lag 和 LM-error 的统计量均在 1% 的水平下显著为正，且 Robust-LM-lag 和 Robust-LM-error 的统计量也均在 1% 的水平下显著为正，由上面的空间计量模型适用性检验方法可知，应使用 SDM 模型，即 SDM 模型为适合的模型。在三种空间权重矩阵下，经过 Hausman 检验，其统计量均在 5% 的水平下显著为正，应拒绝原假设（原假设为：应选择随机效应模型），因此应选择固定效应模型，并选择使用双向固定效应模型。在三种空间权重

^① 为节省篇幅，未列出在经济距离权重矩阵和经济地理嵌套权重矩阵下的空间自相关结果，可联系作者索取。

表 3 LM、Hausman、Wald 和 LR 检验结果

	地理距离权重矩阵	经济距离权重矩阵	经济地理嵌套权重矩阵
LM-lag	1 993.069*** (0.000)	1 341.060*** (0.000)	1 562.079*** (0.000)
Robust-LM-lag	235.781*** (0.000)	232.778*** (0.000)	242.385*** (0.000)
LM-error	2 274.662*** (0.000)	1 511.338*** (0.000)	1 769.144*** (0.000)
Robust-LM-error	517.374*** (0.000)	403.057*** (0.000)	449.450*** (0.000)
Hausman	9.43** (0.024)	8.00** (0.046)	8.35** (0.039)
Wald-lag	104.28*** (0.000)	218.42*** (0.000)	182.03*** (0.000)
LR-lag	115.66*** (0.000)	236.52*** (0.000)	201.54*** (0.000)
Wald-error	39.00*** (0.000)	72.68*** (0.000)	67.53*** (0.000)
LR-error	39.41*** (0.000)	73.09*** (0.000)	68.12*** (0.000)

注：带星号的数值为对应统计量的值，括弧内的值为 p 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

矩阵下，经过 LR 检验和 Wald 检验，Wald-lag、LR-lag、Wald-error 和 LR-error 的统计量均在 1% 的水平下显著为正，应拒绝原假设（原假设为：SDM 可退化为 SAR 模型或 SEM 模型），说明 SDM 模型不能退化为 SAR 模型或 SEM 模型。因此，由空间计量模型适用性检验结果可知，应选择 SDM 模型作为本文的计量回归模型。

（二）SDM 模型结果分析

文本也罗列出了 SAR 模型和 SEM 模型的结果，通过表 4 和表 5 可知，在地理距离权重矩阵下，从 SAR、SEM 和 SDM 模型的回归结果中，可以看出 SDM 模型的 R^2 最大，拟合效果最好；同样在经济距离权重矩阵和经济地理嵌套权重矩阵下，也可以看出 SDM 模型的 R^2 最大，从而印证选用 SDM 模型较为合理。由 SDM 模型的结果可知，在地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵和

表 4 在地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵下的 SAR、SEM 和 SDM 模型估计结果

	地理距离权重矩阵			经济距离权重矩阵		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
$gfin$	0.827*** (0.078)	0.567*** (0.111)	0.281** (0.110)	0.863*** (0.075)	0.815*** (0.103)	0.250** (0.104)
$W \times gfin$			0.984*** (0.172)			1.124*** (0.133)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ρ	0.662*** (0.019)		0.560*** (0.022)	0.541*** (0.014)		0.488*** (0.015)
λ		0.793*** (0.018)			0.552*** (0.016)	
N	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845
R^2	0.385	0.097	0.423	0.381	0.326	0.405

注：W 为对应的空间权重矩阵；括弧内的值为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

表 5 在经济地理嵌套权重矩阵下的 SAR、SEM 和 SDM 模型估计结果

	经济地理嵌套权重矩阵		
	SAR	SEM	SDM
$gfin$	0.866*** (0.076)	0.772*** (0.109)	0.205* (0.108)
$W \times gfin$			1.260*** (0.152)
控制变量	YES	YES	YES
ρ	0.603*** (0.016)		0.528*** (0.018)
λ		0.643*** (0.020)	
N	4 845	4 845	4 845
R^2	0.390	0.331	0.411

注：同表 4。

经济地理嵌套权重矩阵下，空间自回归的系数 ρ 均显著为正，说明城市 GTFP 存在正向的空间溢出效应，即本地城市的 GTFP 的提升会促进邻近城市的 GTFP。

在地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵下，核心解释变量 $gfin$ 和空间交互项 $W \times gfin$ 的系数均在 5% 的水平下显著为正，说明绿色金融不仅能有效提升本地区的城市 GTFP，还能提升邻近地区的城市 GTFP，表现出正向空间溢出效应。在经济地理嵌套权重矩阵下，核心解释变量 $gfin$ 和空间交互项 $W \times gfin$ 的系数在 10% 的水平下显著为正，说明绿色金融不仅能有效提升本地区的城市 GTFP，还能提升邻近地区的城市 GTFP，表现出正向空间溢出效应。

（三）SDM 模型的直接效应和间接效应

由于 SDM 模型不仅包含了自变量对本地区因变量的影响，也包含了自变量对邻近地区因变量的影响，如果只观察回归系数，可能会对最后的估计结果产生偏误^[35]，因此参考黄繁华等^[35]的研究，将 SDM 模型中绿色金融对城市 GTFP 的影响进行效应分解，分为直接效应和间接效应，直接效应为绿色金融对本地区城市 GTFP 的影响，间接效应又称空间溢出效应，为绿色金融对邻近城市 GTFP 的影响。SDM 模型的直接效应和间接效应结果如表 6 所示。

表 6 SDM 模型的直接和间接效应估计结果

	地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵		经济地理嵌套权重矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$gfin$	0.365*** (0.110)	2.503*** (0.283)	0.416*** (0.103)	2.680*** (0.192)	0.347*** (0.107)	2.751*** (0.229)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845
R^2	0.423	0.423	0.405	0.405	0.411	0.411

注：同表 4。

由表 6 可知，在三种不同权重矩阵下，绿色金融对城市 GTFP 的直接效应均显著为正，绿色金融对城市 GTFP 的间接效应也均显著为正，再次印证了绿色金融不仅能促进本地区城市 GTFP，还能有效提升邻近地区城市 GTFP，因此绿色金融对城市 GTFP 表现出正向空间溢出效应。具体而言，在地理距离权重矩阵下，绿色金融每增加一个单位，能有效提升本地区城市 GTFP0.365 个单位，能有效提升邻近地区城市 GTFP2.503 个单位；在经济距离权重矩阵下，绿色金融每增加一个

单位,能有效提升本地区城市 GTFP0.416 个单位,能有效提升邻近地区城市 GTFP2.680 个单位;在经济地理嵌套权重矩阵下,绿色金融每增加一个单位,能有效提升本地区城市 GTFP0.347 个单位,能有效提升邻近地区城市 GTFP2.751 个单位,从而验证了假设 1。不难发现绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用大于本地城市 GTFP。究其原因,可能是因为绿色金融政策的示范效应起到了很大作用,通过本地城市的绿色金融政策带动了邻近很多城市的模仿学习,使得绿色金融对城市 GTFP 的溢出效应大于直接效应。

(四) 稳健性检验

1. 稳健性检验 I: 替换空间权重矩阵。借鉴张斌等^[36]的研究,选取邻接权重矩阵为新的空间权重矩阵,然后再使用 SDM 模型实证检验绿色金融对城市 GTFP 的影响。其结果如表 7 所示。

表 7 在邻接权重矩阵下的 SDM 模型及 SDM 模型的直接和间接效应

	SDM	SDM 直接效应	SDM 间接效应
$gfin$	0.241** (0.098)	0.264*** (0.101)	4.669*** (0.962)
$W \times gfin$	0.824*** (0.233)		
控制变量	YES	YES	YES
ρ	0.783*** (0.034)		
N	4 845	4 845	4 845
R^2	0.421		

注:同表 4。

由表 7 可知,在邻接权重矩阵下,绿色金融对城市 GTFP 的直接效应显著为正,对城市 GTFP 的间接效应也显著为正,说明绿色金融不仅能促进本地区城市 GTFP,还能促进邻近地区城市全要素生产率,表现出正的空间溢出效应。与核心实证部分的结论一致。

2. 稳健性检验 II: 替换核心解释变量的度量方法。在核心实证部分度量绿色金融的指标时,选取的是城市金融发展与城市绿色发展的耦合协调度来度量,其中城市金融发展用城市金融机构贷款额/GDP 表示。在稳健性检验中,采用金融存贷比(城市金融机构贷款额/金融机构存款额)来度量城市金融发展,然后再与城市绿色发展的耦合协调度来度量城市绿色金融。仍使用 SDM 模型实证检验绿色金融对城市 GTFP 的影响,其结果如表 8 所示。

表 8 替换核心解释变量度量方法下的 SDM 模型直接效应和间接效应结果

	地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵		经济地理嵌套权重矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$gfin$	0.284*** (0.081)	1.172*** (0.309)	0.345*** (0.078)	1.118*** (0.187)	0.297*** (0.080)	1.480*** (0.243)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845
R^2	0.396		0.350		0.364	

注:同表 4。

由表 8 可知,在重新度量绿色金融指标后,绿色金融不仅能促进本地区城市 GTFP,还能促进邻近地区城市 GTFP,仍表现出正的空间溢出效应。其结论与核心实证部分结论一致。

3. 稳健性检验 III: 未加入和加入控制变量。在核心实证部分是加入控制变量后的结果,现分

为未加入控制变量和加入控制变量进行 SDM 模型实证检验，其结果如表 9 所示。

表 9 未加入和加入控制变量的 SDM 模型直接效应和间接效应

	地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵		经济地理嵌套权重矩阵	
	直接效应					
<i>gfin</i>	0.309*** (0.108)	0.365*** (0.110)	0.560*** (0.098)	0.416*** (0.103)	0.399*** (0.103)	0.347*** (0.107)
	间接效应					
<i>gfin</i>	3.245*** (0.249)	2.503*** (0.283)	2.844*** (0.171)	2.264*** (0.184)	3.392*** (0.212)	2.751*** (0.229)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>N</i>	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845
<i>R</i> ²	0.312	0.423	0.277	0.405	0.293	0.411

注：同表 4。

由表 9 可知，在未加控制变量前，绿色金融既能促进本地区城市 GTFP，又能促进邻近地区城市 GTFP，加入控制变量后，结论依然如此。仍与核心实证部分的结论保持一致。

五、作用机制检验

通过前面的理论分析得出环境规制能加强绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用，减缓绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用。现实证检验上述作用机制是否成立，参考李建军等的研究^[37]通过引入交乘项的方法检验作用机制。具体做法为：在 SDM 模型的直接效应和间接效应中均引入绿色金融（*gfin*）和环境规制（*enre*）的交乘项（*gfin*×*enre*）。在 SDM 模型的直接效应中，若 *gfin*×*enre* 的系数大于 0，则说明环境规制能加强绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用；在 SDM 模型的间接效应中，若 *gfin*×*enre* 的系数小于 0，则说明环境规制减缓了绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用。仍使用三种不同的空间权重矩阵进行实证检验，回归结果见表 10。

表 10 作用机制回归结果

	地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵		经济地理嵌套权重矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>gfin</i>	0.258** (0.112)	2.951*** (0.287)	0.326*** (0.105)	2.433*** (0.186)	0.226** (0.109)	3.070*** (0.231)
<i>gfin</i> × <i>enre</i>	0.060*** (0.017)	−0.317*** (0.067)	0.047*** (0.016)	−0.126*** (0.042)	0.065*** (0.016)	−0.255*** (0.053)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845	4 845
<i>R</i> ²	0.435	0.435	0.409	0.409	0.421	0.421

注：同表 4。

由表 10 可知，在三种不同空间权重矩阵下，*gfin*×*enre* 的系数在直接效应中均显著大于 0，仅系数大小略有差异，表明环境规制能够加强绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用。同样在三种不同空间权重矩阵下，*gfin*×*enre* 的系数在间接效应中均显著小于 0，表明环境规制减缓了绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用，从而验证了假设 2。

六、进一步分析

(一) 基于不同地区的 SDM 模型直接效应和间接效应

为进一步检验绿色金融在不同地区对城市 GTFP 的影响是否有差异性,分东部、中部和西部三个地区^①进行检验 SDM 模型的直接效应和间接效应。其结果如表 11 所示。

表 11 东中西部地区的 SDM 模型直接效应和间接效应

	地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵		经济地理嵌套权重矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
东部 <i>gfin</i>	-0.138 (0.161)	1.580*** (0.357)	0.120 (0.157)	2.276*** (0.359)	-0.134 (0.161)	1.941*** (0.360)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 717	1 717	1 717	1 717	1 717	1 717
<i>R</i> ²	0.628	0.628	0.592	0.592	0.622	0.622
中部 <i>gfin</i>	0.789*** (0.225)	1.532*** (0.404)	0.633*** (0.214)	2.014*** (0.302)	0.754*** (0.221)	1.867*** (0.336)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 700	1 700	1 700	1 700	1 700	1 700
<i>R</i> ²	0.396	0.396	0.394	0.394	0.389	0.389
西部 <i>gfin</i>	0.489*** (0.175)	1.024** (0.420)	0.601*** (0.166)	0.408 (0.249)	0.542*** (0.169)	0.696** (0.317)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 428	1 428	1 428	1 428	1 428	1 428
<i>R</i> ²	0.325	0.325	0.334	0.334	0.353	0.353

注:同表 4。

由表 11 可知,在地理距离权重矩阵中,绿色金融对东部地区 101 个城市的 GTFP 表现出显著的空间溢出效应。绿色金融不仅能促进中部本地区 100 个城市的 GTFP,还能促进邻近城市的绿色全要素生产率,表现出显著的空间溢出效应。绿色金融既能提升西部本地区 84 个城市的 GTFP,也能促进邻近城市的 GTFP,依旧表现出显著的空间溢出效应。而且空间溢出效应的大小为:对东部地区的空间溢出效应最大、中部地区次之、西部地区最小。虽然东部、中部和西部地区城市实施的绿色金融政策的示范效应能促进各自邻近城市 GTFP,但是东部地区的邻近城市的金融发展水平高于中部地区和西部地区的邻近城市,因此东部地区的邻近城市有更多的信贷资金投入绿色项目的生产,对东部地区的邻近城市的 GTFP 的促进作用最大,也即绿色金融对东部地区的空间溢出效应最大,对中部地区和西部地区的空间溢出效应依次递减。在经济距离权重矩阵和经济地理嵌套权重矩阵中,上述结论依然成立。而直接效应的实证结果表明,绿色金融未能显著促进东部地区本地城市 GTFP,绿色金融对中部本地区城市 GTFP 的促进作用大于西部地区。关于东部地区的绿色金融未能显著促进本地城市 GTFP 的原因,可能是因为东部地区实施的绿色金融政策更多的效果是带动了东部邻近城市城市 GTFP。所以才会出现绿色金融对东部地区邻近城市 GTFP 的促进作用

^① 东部地区为:北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁,共计 11 个省份 101 个城市;中部地区为:山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林和黑龙江,共计 8 个省份 100 个城市,西部地区为:重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古和广西,共计 10 个省份 100 个城市(因西藏地区数据严重缺失,因此未包含西藏地区)。

要大于中部和西部地区。

（二）基于城市规模的 SDM 模型直接效应和间接效应

为进一步检验绿色金融对不同城市规模的 GTFP 的影响是否有差异，分 I 型及以上大城市、II 型大城市、中等城市和小城市^①进行检验 SDM 模型的直接效应和间接效应，其结果如表 12 所示。

表 12 不同城市规模 SDM 模型直接效应和间接效应

		地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵		经济地理嵌套权重矩阵	
		直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
I 型及以上大城市	<i>gfin</i>	-0.516*	3.756***	0.275	2.068***	-0.141	2.688***
		(0.290)	(0.577)	(0.284)	(0.364)	(0.286)	(0.496)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	<i>N</i>	578	578	578	578	578	578
	<i>R</i> ²	0.711	0.711	0.687	0.687	0.706	0.706
II 型大城市	<i>gfin</i>	0.696***	2.210***	0.816***	1.984***	0.671***	2.518***
		(0.202)	(0.444)	(0.198)	(0.321)	(0.203)	(0.406)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	<i>N</i>	2 193	2 193	2 193	2 193	2 193	2 193
	<i>R</i> ²	0.468	0.468	0.434	0.434	0.458	0.458
中等城市	<i>gfin</i>	0.189	1.975***	0.199	1.429***	0.171	1.519***
		(0.144)	(0.252)	(0.143)	(0.191)	(0.144)	(0.231)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	<i>N</i>	1 479	1 479	1 479	1 479	1 479	1 479
	<i>R</i> ²	0.425	0.425	0.402	0.402	0.410	0.410
小城市	<i>gfin</i>	-0.081	0.195	0.157	-0.010	-0.034	0.229
		(0.215)	(0.352)	(0.208)	(0.258)	(0.210)	(0.294)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	<i>N</i>	595	595	595	595	595	595
	<i>R</i> ²	0.168	0.168	0.149	0.149	0.171	0.171

注：同表 4。

由表 12 可知，在地理距离权重矩阵下，绿色金融对 34 个 I 型及以上大城市的 GTFP 表现出显著的的空间溢出效应；绿色金融不仅能促进本地区 129 个 II 型大城市的 GTFP，还能促进邻近地区的城市 GTFP，表现出显著的空间溢出效应；绿色金融既能促进本地区 87 个中等城市的 GTFP，又能有效提升邻近地区的城市 GTFP，同样表现出显著的空间溢出效应；绿色金融对 35 个小城市的 GTFP 未能表现出显著的空间溢出效应。因此绿色金融，对 I 型及以上大城市的 GTFP 的空间溢出效应最大，II 型大城市次之，中等城市最小，未对小城市的 GTFP 产生空间溢出效应。在经

^① 根据国务院印发《关于调整城市规模划分标准的通知》，城区常住人口 50 万以下的城市为小城市；城区常住人口 50 万以上（含 50 万）100 万以下的城市为中等城市；城区常住人口 100 万以上（含 100 万）300 万以下的城市为 II 型大城市；城区常住人口 300 万以上（含 300 万）的城市为 I 型及以上大城市，按以上标准整理得：小城市数量为 35 个；中等城市数量为 87 个；II 型大城市数量为 129 个；I 型及以上大城市数量为 34 个。

济距离权重矩阵和经济地理嵌套权重矩阵中,上述结论依然成立。

七、结论及对策建议

绿色金融是以经济、资源和环境协调发展为目的而进行投融资的金融活动,是实现绿色经济增长和经济高质量发展的重要保障。本研究先理论分析绿色金融对城市 GTFP 的空间溢出效应及作用机制,然后基于中国 2003—2019 年的城市面板数据,通过构建三种空间权重矩阵并使用 SDM 模型实证检验绿色金融对中国 285 个地级及以上城市 GTFP 的影响,得出以下结论。(1) 使用 SDM 模型的直接效应表明,绿色金融能促进本地区城市 GTFP;使用 SDM 模型的间接效应表明,绿色金融能促进邻近地区城市 GTFP,表现出显著的空间溢出效应;并且绿色金融对邻近城市 GTFP 的促进作用大于本地城市 GTFP。究其原因,可能是因为绿色金融政策的示范效应起到了很大作用,通过本地城市的绿色金融政策带动了邻近很多城市的模仿学习,使得绿色金融对城市 GTFP 的溢出效应大于直接效应。(2) 作用机制表明,环境规制对绿色金融提升本地城市 GTFP 方面表现出显著的强化作用,环境规制对绿色金融提升邻近城市 GTFP 方面表现出显著的削弱作用。(3) 通过进一步分析得出,绿色金融对不同地区和不同规模的城市 GTFP 的空间溢出效应表现出显著的异质性。具体表现为绿色金融对东部地区的空间溢出效应最大,中部地区次之,西部地区最小;绿色金融对 I 型及以上大城市的空间溢出效应最大,II 型大城市次之,中等城市最小,对小城市未产生显著的空间溢出效应。

根据以上结论提出以下对策建议。

1. 持续推进各城市绿色金融发展,并促进绿色金融与环境规制协调发展。绿色金融不仅能显著促进本地区城市 GTFP,还能促进邻近地区城市 GTFP,这表明绿色金融政策实施有利于中国绿色经济增长和经济高质量发展,因此应继续推进各城市绿色金融发展,鼓励各城市企业投入更多资金到节能环保等绿色项目,对从事清洁环保型项目的企业给予更多的信贷优惠和利率倾斜,对从事污染项目的企业减少信贷和提高利率以此倒逼污染企业改变原有的生产工艺。环境规制能加强绿色金融对本地城市 GTFP 的促进作用,因此环境规制政策和绿色金融政策应相互配合使用,促使二者协调发展,以此提升城市 GTFP。

2. 根据不同地区和不同城市规模制定差异化的绿色金融政策。绿色金融对西部地区城市 GTFP 的空间溢出效应最小,对小城市 GTFP 未产生空间溢出效应,这表明制定绿色金融政策时应给予西部地区和小城市更多优惠政策,助力西部地区和小城市提升绿色金融水平,通过给予西部地区和小城市更多的资金支持和优惠的信贷利率,让西部地区和小城市的企业也积极主动投入到节能环保等绿色项目,以此提升绿色金融水平。

参考文献

- [1] 刘伟江,杜明泽,白玥. 环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于技术进步偏向视角的研究[J]. 中国人口·资源与环境,2022(3).
- [2] 李扬.“金融服务实体经济”辨[J]. 经济研究,2017(6).
- [3] Lu, Y. C., Y. Q. Gao, Y. Zhang, et al. Can the green finance policy force the green transformation of high-polluting enterprises? A quasi-natural experiment based on “Green Credit Guidelines”[J]. *Energy Economics*, 2022, 114.
- [4] Farhad, T. H., N. Yoshino. The way to induce private participation in green finance and investment[J]. *Finance Research Letters*, 2019, 31.

- [5] 何德旭,程贵.绿色金融[J].经济研究,2022(10).
- [6] 西南财经大学发展研究院,环保部环境与经济政策研究中心课题组.绿色金融与可持续发展[J].金融论坛,2015(10).
- [7] 王遥,潘冬阳,张笑.绿色金融对中国经济发展的贡献研究[J].经济社会体制比较,2016(6).
- [8] 朱建华,王虹吉,郑鹏.贵州省循环经济与绿色金融耦合协调发展研究[J].经济地理,2019(12).
- [9] Chen, Q. P., B. Ning, Y. Pan, et al. Green finance and outward foreign direct investment: Evidence from a quasi-natural experiment of green insurance in China[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2021(1).
- [10] Ren, X. D., Q. L. Shao, R. Y. Zhong. 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.
- [11] Huang, H. F., J. Zhang. Research on the environmental effect of green finance policy based on the analysis of pilot zones for green finance reform and innovations[J]. *Sustainability*, 2021(7).
- [12] Peng, J. Y., Y. H. Zheng. Does environmental policy promote energy efficiency? Evidence from China in the context of developing green finance[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2021, 9.
- [13] 蔡乌赶,周小亮.中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J].经济学家,2017(9).
- [14] 何凌云,祁晓凤.环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据[J].经济学动态,2022(6).
- [15] 冯严超,王晓红,胡士磊. FDI、OFDI 与中国绿色全要素生产率——基于空间计量模型的分析[J].中国管理科学,2021(12).
- [16] 孙学涛,田杨.数字金融对县域绿色全要素生产率的影响[J].山东社会科学,2022(4).
- [17] 张明林,李华旭.国家优先支持政策促进绿色全要素生产率的效应评估——来自革命老区的经验证据[J].财经研究,2021(10).
- [18] 逯进,李婷婷.产业结构升级、技术创新与绿色全要素生产率——基于异质性视角的研究[J].中国人口科学,2021(4).
- [19] Wang, M., M. Xu, S. Ma, et al. The effect of the spatial heterogeneity of human capital structure on regional green total factor productivity[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2021, 59.
- [20] 张小可,葛晶.绿色金融政策的双重资源配置优化效应研究[J].产业经济研究,2021(6).
- [21] 张可,李语晨,赵锦楸.绿色信贷促进了节能减排吗[J].财经科学,2022(1).
- [22] 白俊红,王钺,蒋伏心,等.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,2017(7).
- [23] 韩峰,阳立高.生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J].管理世界,2020(2).
- [24] 蔺鹏,孟娜娜.绿色全要素生产率增长的时空分异与动态收敛[J].数量经济技术经济研究,2021(8).
- [25] 单豪杰.中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年[J].数量经济技术经济研究,2008(10).
- [26] 彭小辉,王静怡.高铁建设与绿色全要素生产率——基于要素配置扭曲视角[J].中国人口·资源与环境,2019(11).
- [27] 谢乔昕.环境规制、绿色金融发展与企业技术创新[J].科研管理,2021(6).
- [28] 周迪,钟绍军.空间外溢与金融发展的俱乐部趋同:以长三角城市群为例[J].管理评论,2018(9).
- [29] 刘锡良,文书洋.中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验[J].经济研究,2019(3).
- [30] 王会,郭超艺.线性无量纲化方法对熵值法指标权重的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2017(S2).
- [31] 宋鹏,朱琪,张慧敏.环境规制执行互动与城市群污染治理[J].中国人口·资源与环境,2022(3).
- [32] 汪克亮,庞素勤,张福琴.高铁开通能提升城市绿色全要素生产率吗? [J].产业经济研究,2021(3).
- [33] 赵云鹏,叶娇.对外直接投资对中国产业结构影响研究[J].数量经济技术经济研究,2018(3).
- [34] 曾艺,韩峰,刘俊峰.生产性服务业集聚提升城市经济增长质量了吗? [J].数量经济技术经济研究,2019(5).

[35]黄繁华,郭卫军.空间溢出视角下的生产性服务业集聚与长三角城市群经济增长效率[J].统计研究,2020(7).

[36]张斌,沈能.集聚外部性、异质性技术和区域创新效率[J].科研管理,2020(8).

[37]李建军,彭俞超,马思超.普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J].经济研究,2020(4).

Can Green Finance Improve China's Urban Green Total Factor Productivity?

— Based on Data from 285 Cities in China

XIE Dong-jiang, HU Shi-hua, BAO Yun-xi

Abstract: Finance is the core of modern economy, and green finance plays an important role in promoting green economic growth. Based on the spatial panel data of 285 prefecture level and above cities in China from 2003 to 2019, constructing three spatial weight matrices, this paper empirically tests the spatial impact and mechanism of green finance on urban green total factor productivity with spatial econometric models. The findings are as follows: (1) Green finance and urban green total factor productivity show significant spatial auto-correlation. (2) Green finance can not only improve the green total factor productivity of local cities, but also improve the green total factor productivity of cities in adjacent regions, showing a significant positive spatial spillover effect. (3) Environmental regulation strengthens the role of green finance in promoting the green total factor productivity of local cities, and weaken the role of green finance in promoting the green total factor productivity of neighboring cities. (4) The spatial spillover effect of green finance on urban green total factor productivity in the eastern region is the largest, followed by the central region, and the smallest in the western region. Green finance has the largest spatial spillover effect on green total factor productivity in type I and above big cities, followed by type II big cities, and the smallest in medium-sized cities. It has no significant spatial spillover effect on small cities.

Key words: green finance; environmental regulation; urban green total factor productivity; spatial econometric model; spatial spillover effect

(责任编辑 周振新)