

财政环保支出是否存在涟漪效应?

——基于绿色技术进步视角

刘伟江^{1,2}, 刘敏^{1,2}

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130012;

2. 吉林大学商学与管理学院, 吉林长春, 130012)

摘要: 基于 2007—2020 年中国地级市面板数据, 利用空间杜宾模型考察地方财政环保支出的绿色技术进步涟漪效应, 讨论区域异质性特征, 并验证产业结构升级的传导作用。实证结果表明, 城市间绿色技术进步存在空间自相关性。地方政府财政环保支出存在涟漪效应, 即财政环保支出对本地绿色技术进步表现出“倒 U 型”效果, 并对邻地绿色技术进步产生“U 型”影响。异质性检验显示, 经济规模较大、产业结构高级且人力资本集聚的城市, 财政环保支出更加有助于推动本地绿色技术进步。另外, 本地财政环保支出影响邻地产业结构升级, 长期内调整邻地经济增长效益, 进而激励邻地绿色技术进步。研究结论将为政府因地制宜调整财政环保支出、优化绿色技术进步体系提供一定参考。

关键词: 财政环保支出; 绿色技术进步; 涟漪效应; 空间杜宾模型

中图分类号: F290

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2024)04-0092-14

一、引言与文献综述

改革开放以来, 中国创造了“经济增长奇迹”, 但一系列环境资源问题也伴随而生^[1]。对此, 地方政府不断强化治理责任, 相继制定了行之有效的环境治理制度。中国战略发展指向已经转入高质量发展阶段。然而, 治理现状仍不乐观, 环境治理属于长期性的艰巨任务^[2]。党的二十大报告强调“加快发展方式绿色转型”, 进一步完善支持绿色发展的相关政策体系。作为直接推动环境治理的财政手段, 财政环保支出兼具一般财政支出与环境规制双重特征, 属于“投入型环境规制”, 既能影响经济发展也能同时致力于环境保护^[3]。在引导市场资金流向、提供环境治理费

用等方面, 财政环保支出发挥了重要作用^[4]。即便如此, 地方政府环保支出意愿仍明显较低。从相对规模来看, 2022 年, 全国节能环保支出占一般公共预算支出的比重仅为 2.1%, 而占 GDP 的比重仅为 0.4%, 财政环保支出规模仍旧具有调整空间。结合“波特假说”, 合理的环境管制有益于调动企业技术创新^[5]。在“绿水青山就是金山银山”的发展理念下, 不仅需要关注财政环保支出对于技术进步的影响, 更需要立足于绿色导向型技术进步展开讨论。长期来看, 绿色技术进步可以有效地缓解经济与环境协调发展的压力^[6]。那么, 从“本地-邻地”视角出发, 地方财政环保支出对绿色技术进步能否产生涟漪效应? 是否存在区域差异? 其中的传导机制是什么? 厘清这些问题将从理论上为推动建设“美丽中国”

收稿日期: 2023-07-04; 修回日期: 2024-04-29

基金项目: 国家社科基金重大项目“大数据方法在宏观经济预测中的应用研究”(23&ZD075)

作者简介: 刘伟江, 女, 吉林长春人, 吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 微观经济计量分析、环境政策与经济可持续发展; 刘敏, 女, 山西晋中人, 吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院博士研究生, 主要研究方向: 微观经济计量分析、资源与环境经济学, 联系邮箱: liumin21@mails.jlu.edu.cn

提供新思路,同时对于地方政府有针对性地审慎调整财政环保支出也具有重要的现实意义。

不难发现,目前关于财政环保支出效应的研究大多集中于环境保护以及经济发展领域。一方面,关于财政环保支出的环境保护效果意见不一。Fan等^[4]充分考虑污染排放持续时间及区域差异等,肯定了财政环保支出对于工业污染产生的减排功效。胡晓马^[7]分析财政环保支出及其相应策略互动对环境污染的治理作用,证明财政环保支出对于二氧化硫排放的本地与邻地抑制效应显著。王华春等^[8]认可财政环保支出在降低污染方面的有效性,并纳入地方政府竞争要素进行深入讨论。立足于数值模拟层面,罗理恒^[9]进一步肯定财政环保支出的环境质量提升效果。相反,杨得前和刘仁济^[10]发现,受“地方保护主义”的影响,财政环保支出对于产业生态化水平形成负向溢出效果,而且在中西部地区尤为鲜明。Feng等^[2]测试地方政府环保支出的“逐底竞争”行为,认为策略模仿导致环保支出不足,难以显著减少污染排放。当然,环保支出与环境污染之间还可能呈现“倒U型”关系^[11]。另一方面,关于财政环保支出的经济发展效应未达一致。姜楠^[3]研究表明,无论是基于总额还是基于结构,财政环保支出均与经济发展水平呈现显著正向关系。而且,支出总额能够推进技术研发等,进而促进地区经济发展。另外,通过影响地区资源利用率等,财政环保支出正向推动经济高质量发展^[12]。但也有研究认为,财政环保支出不利于经济增长,陈思霞和薛钢^[13]指出,环保支出未能提升企业生产效率,阻碍了地区经济发展。并且,由于环保支出自身的结构缺陷,外部创新尚不能受到激励,干扰经济增长绩效。不仅如此,环保公共开支存在的挤出效应也会成为经济增长的阻力^[14]。罗理恒^[9]则证明通过改变企业间要素的配置,环保支出对于经济总产出呈现相对弱的负向作用。综上,关于财政环保支出效应的研究主要聚焦环境与经济宏观视域,且尚未形成一致结论。

从更细微角度入手,学者们开展了关于财政环保支出与技术进步关联的研究。原毅军和孔繁彬^[15]认为,地方财政环保支出缓解了企业的边际

报酬递减现象,使得工业化升级态势稳定,引导工业技术进步。并且,环保支出引领资本流动方向,有助于提升区域技术水平^[3]。陈思霞和薛钢^[13]则持相反观点,提出环保支出并没有为技术创新营造适宜的外部环境,不利于企业技术提升。当然,也有部分国内外研究围绕财政环保支出与绿色技术进步展开,研究结果亦具有不确定性。学者普遍支持财政环保支出对于绿色技术进步的推动效果。郭进^[16]分析环保支出对于绿色技术创新的作用变化,研究发现,财政环保支出的绿色技术进步促进效应体现出由弱至强的门槛特征。李子豪和白婷婷^[17]建立联立方程组,证实当地环保支出有力促进了绿色技术创新,从而间接降低当地污染排放强度。唐大鹏和杨真真^[18]从微观角度衡量了环保支出对于企业绿色技术进步的作用效果以及传导路径,多角度刻画了环保支出的异质性影响。Zhao等^[19]明确环保支出显著正向推动企业绿色技术创新,其主要通过增强高管环保意识以及加大环保补贴力度来发挥相应作用。不同地,政府环保投入挤占了部分社会投资,再加上投入本身存在的效率低下问题,导致政府环保投入效应弱化,阻碍绿色技术进步^[20]。但是,现有研究并未充分考虑地区间财政环保支出策略互动对于绿色技术进步产生的作用差异,鲜有剖析可能存在的传导渠道。更为关键的是,已有文献直接从实证角度开展讨论,低估了数理推演的重要性。

总体而言,现有文献更广泛地讨论了财政环保支出的环境与经济效应。而对于环保支出的绿色技术进步效应的研究较少,且研究视角多局限于同一地区,忽略了其中存在的涟漪效应。另外,尚未将数理推演与实证分析有效结合。对此,本文在数理推演财政环保支出影响绿色技术进步效应的基础上,构建空间杜宾模型,从城市层面探讨财政环保支出对于绿色技术进步的涟漪效应。进一步,分析其区域异质性影响并探讨传导机制。本文可能的边际贡献在于:第一,本文将财政环保支出纳入Acemoglu等^[21]构建的环境技术进步偏向模型,从数理上阐明了财政环保支出对于“本地-邻地”绿色技术进步的影响机理。

这为财政环保支出与绿色技术进步的研究提供了理论支撑。第二,区别于以往研究^[16,18],本文结合市级而非省级数据,创新性地从“本地-邻地”角度着手,构建空间计量模型,研究财政环保支出对于绿色技术进步的影响。这为系统识别财政环保支出效应补充了更加精准的现实依据。第三,本文充分考虑空间联动特征,研究了产业结构在财政环保支出影响绿色技术进步过程中的传导作用,且对于财政环保支出的绿色技术进步效应展开区域异质性检验。这为不同城市灵活调整财政环保支出并激发绿色技术进步活力提供了有益启示。

二、理论分析

(一) 财政环保支出影响绿色技术进步的本地效应

本文将财政环保支出嵌入 Acemoglu 等^[21]构建的环境技术进步理论模型中,并借鉴董直庆和王辉^[6]的相关设定,引入区域联动关系。基于此,本文根据研发部门的利润比值判定地区之间是否进行技术研发活动,全面演绎财政环保支出的绿色技术进步涟漪效应。

假设一个国家最终产品 Y_t 源于 a_1 与 a_2 两个地区的产品投入,地区之间劳动以及商品能够自由流动,最终产品的生产函数符合固定替代弹性形式。两个地区充分利用现有的劳动、资本品以及技术条件生产,并依靠改进资本品质量的方式促进技术进步。相应地,地区经济产出 Y_{jt} 遵循以下条件:

$$\theta(A_{jt})Y_{jt} = \theta(A_{jt})L_{jt}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{ji}^{1-\alpha} K_{ji}^\alpha di \quad (1)$$

其中, α 表征资本品的产出弹性,且 $\alpha \in (0,1)$ 。 $j = a_1, a_2$, 表示两个地区。 L_{jt} 与 K_{ji} 分别表示对应地区生产过程中的劳动投入总量与资本品 i 的使用数量; A_{ji} 表示资本品 i 的质量,也即对应地区的技术水平。 $\theta(A_{jt})$ 表示地区绿色技术具备的减排实力,并且满足 $\partial\theta(A_{jt})/\partial A_{jt} > 0$, 即 $\theta(A_{jt})$ 随 A_{jt} 提升而得以强化。上述公式反映绿色技术进步具有提高地方产出并降低污染排放

的双重属性。

对于地区 j 而言,假设生产过程伴随污染排放,一般而言,生产越多则环境质量越差。为了鼓励地区相关企业开展减排技术研发活动,政府针对生产部门提供特定的财政环保支出作为补贴,研发补贴率为 s_{jt} 。以此,环境因素通过财政环保支出被引入生产函数中,污染排放问题得以内部化处理。地区 j 的利润最大化问题如下:

$$\max_{\{L_{jt}, K_{ji}\}} p_{jt} L_{jt}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{ji}^{1-\alpha} K_{ji}^\alpha di - w_{jt} L_{jt} - \int_0^1 p_{Kit}^j K_{ji} di + s_{jt} p_{jt} \theta(A_{jt}) Y_{jt} \quad (2)$$

公式(2)中, p_{jt} 和 p_{Kit}^j 分别为 Y_{jt} 和 K_{ji} 的价格, w_{jt} 为地区 j 雇佣劳动力的工资。根据利润最大化原理,求解一阶条件得到 w_{jt} 与 p_{Kit}^j ^①。

对于资本品 K_{ji} 而言,其由垄断竞争厂商生产,生产成本和使用价格分别为 $\alpha^2 r_j$ 与 p_{Kit}^j 。求解资本品生产商利润最大化条件可知^②,地区 a_1 与 a_2 资本品生产商的利润之比为:

$$\frac{\pi_{a_1t}}{\pi_{a_2t}} = \left(\frac{p_{a_1t}}{p_{a_2t}} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{r_{a_1}}{r_{a_2}} \right)^{-\alpha} \left(\frac{1 + s_{a_1t} \theta(A_{a_1t})}{1 + s_{a_2t} \theta(A_{a_2t})} \right)^{1-\alpha} \frac{A_{a_1t} L_{a_1t}}{A_{a_2t} L_{a_2t}} \quad (3)$$

进一步,假设资本品 K_{ji} 的质量在 t 时刻被改进 β 水平的概率为 μ_{jit} , $\beta > 1$ 。将研发概率函数设定为: $\mu_{jit} = \lambda_j \left(\frac{R_{jit}}{A_{ji} L_{jt}} \right)^\varphi$, 其中, R_{jit} 表示研

发投入量, λ_j 表示研发效率参数,而 $\varphi (0 < \varphi < 1)$ 代表研发投入对应的产出弹性,由此可知资本品技术进步增量^③。另外,假设研发市场处于出清状态时,技术进步专利价格等同于单位技术创造的研发收益^[22]。依据研发部门利润最大化原理,推导可知技术函数 A_{jt} 与均衡技术进步率 g_{jt}^A ^④。接着,通过对 s_{jt} 求偏导,求解得到财政环保支出与绿色技术进步的关系:

$$\frac{\partial A_{jt}}{\partial s_{jt}} = A_{jt-1} \frac{\partial g_{jt}^A}{\partial s_{jt}} = \frac{A_{jt-1} G \theta(A_{jt})}{1 - A_{jt-1} G s_{jt} \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}}} \quad (4)$$

其中, G 与 g_{jt}^A 维持同方向变化,代表绿色技术进步率^⑤,将其对于 s_{jt} 求偏导如下:

$$\frac{\partial G}{\partial s_{jt}} = \left[\frac{\varphi}{(1-\varphi)(1-\alpha)} - 1 \right] G \left[1 + s_{jt} \theta(A_{jt}) \right]^{-1} \cdot \left[\theta(A_{jt}) + s_{jt} \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial s_{jt}} \right] \quad (5)$$

分析公式(5)得知, 若 $\varphi > (1-\alpha)/(2-\alpha)$ 时, $\theta(A_{jt}) + s_{jt} (\partial \theta(A_{jt}) / \partial s_{jt}) > 0$, 则 $\partial G / \partial s_{jt} > 0$, 财政环保支出上升会提高地区绿色技术进步率; 反之 $\partial G / \partial s_{jt} < 0$, 财政环保支出上升会降低地区绿色技术进步率。结合公式(4), 最初 $1 - A_{jt-1} G s_{jt} \cdot (\partial \theta(A_{jt}) / \partial A_{jt}) > 0$ 时, $\partial A_{jt} / \partial s_{jt} > 0$, 增加本地财政环保支出有助于促进绿色技术进步, 如果此时 $\partial G / \partial s_{jt} > 0$, 那么随着财政环保支出强度 s_{jt} 不断提高, 直至 $1 - A_{jt-1} G s_{jt} (\partial \theta(A_{jt}) / \partial A_{jt}) < 0$ 时, $\partial A_{jt} / \partial s_{jt} < 0$, 财政环保支出对于绿色技术进步表现出“倒U型”关系; 如果 $\partial G / \partial s_{jt} < 0$, 那么财政环保支出持续促进绿色技术进步。反之则反。据此, 可得推论 1。

推论 1: 财政环保支出存在本地绿色技术进步效应。具体地, 当最初时刻 $1 - A_{jt-1} G s_{jt} \cdot (\partial \theta(A_{jt}) / \partial A_{jt}) > 0$ 时, 若 $\partial G / \partial s_{jt} > 0$, 财政环保支出的作用表现为“倒U型”特点; 若 $\partial G / \partial s_{jt} < 0$, 财政环保支出的作用表现为持续促进特点。反之则反。

(二) 财政环保支出影响绿色技术进步的传导机制

结合劳动市场完全竞争且自由流动的假设, 两个地区劳动产生的边际产品价值相同。另外, 根据行业生产函数的 CES 特点, 产品价格与最终产品部门的边际产出价值相等。在此基础上, 将最优经济产出 Y_{jt} 带入公式(3)可知^⑥, 两个地区技术进步利润之比如下:

$$f(s_{a_1t}, s_{a_2t}) = \frac{\pi_{a_1t}}{\pi_{a_2t}} = \left(\frac{r_{a_1}}{r_{a_2}} \right)^{-\alpha(\varepsilon-1)} \left(\frac{A_{a_1t}}{A_{a_2t}} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)} \left(\frac{1 + s_{a_1t} \theta(A_{a_1t})}{1 + s_{a_2t} \theta(A_{a_2t})} \right)^\varepsilon = \frac{Y_{a_1t} r_{a_1}^\alpha A_{a_1t}^{\alpha-1}}{Y_{a_2t} r_{a_2}^\alpha A_{a_2t}^{\alpha-1}} \quad (6)$$

分析上述公式, 两地之间的相对利润决定了研发人员的研发投入活动倾向。例如, 当 a_1 地区资本品生产利润相对 a_2 地区较高时, 研发活动倾向于 a_1 地区; 反之则反。根据公式(6)以及最优经济产出 Y_{jt} , 财政环保支出引起不同地区产业规模的调整, 影响两地经济发展水平, 并最终作用于绿色技术进步相对利润且改变绿色技术进步方向。据此, 可得推论 2。

推论 2: 财政环保支出通过作用于产业结构, 进一步影响经济发展, 从而对绿色技术进步发挥作用。

(三) 财政环保支出影响绿色技术进步的邻地效应

事实上, 当 a_1 与 a_2 两个地区并未存在财政环保支出, 即 $s_{a_1t} = s_{a_2t} = 0$ 时, 两个地区之间研发投入的相对利润由资本品生产成本以及绿色技术相对水平决定, 并且 $f(s_{a_1t}, s_{a_2t})$ 与地区之间资本品生产成本比值呈现负向相关关系, 与绿色技术进步水平比值呈现正向相关关系。假设最初 $f(0, 0) < 1$, 那么在没有进行政策干预的条件下, a_1 地区不会开展绿色技术研发活动。然而, 如果假设最初 $f(s_{a_1t}, s_{a_2t}) < 1$, s_{a_1t} 维持现有状态, 那么 a_2 地区财政环保支出水平 s_{a_2t} 提高时, 将公式(6)对 s_{a_2t} 求偏导得到:

$$\frac{\partial f}{\partial s_{a_2t}} = -f \left\{ (1-\alpha)(\varepsilon-1) A_{a_2t}^{-1} \frac{\partial A_{a_2t}}{\partial s_{a_2t}} + \frac{\varepsilon}{1 + s_{a_2t} \theta(A_{a_2t})} \left(\theta(A_{a_2t}) + s_{a_2t} \frac{\partial \theta(A_{a_2t})}{\partial s_{a_2t}} \right) \right\} \quad (7)$$

针对公式(7), 假设 $\Phi_1 = (1-\alpha)(\varepsilon-1) A_{a_2t}^{-1} \cdot (\partial A_{a_2t} / \partial s_{a_2t})$, 其代表财政环保支出产生的绿色技术进步效应; 而 $\Phi_2 = (\varepsilon / (1 + s_{a_2t} \theta(A_{a_2t}))) (\theta(A_{a_2t}) + s_{a_2t} (\partial \theta(A_{a_2t}) / \partial s_{a_2t}))$, 其代表财政环保支出产生的减排效应。就财政环保支出对邻地绿色技术进步的作用来看, 其一, 如果两个地区之间的产品存在替代关系, 替代弹性 $\varepsilon > 1$, 当 a_2 地区财政环保支出并未超过门槛值, 并且 $\theta(A_{a_2t}) + s_{a_2t} (\partial \theta(A_{a_2t}) / \partial s_{a_2t}) > 0$ 时, 若 $\partial A_{a_2t} / \partial s_{a_2t} > 0$, 那么 $\partial f / \partial s_{a_2t} < 0$, 随着 a_2 地区财政环保支出增加,

$f(s_{a_1t}, s_{a_2t})$ 将会降低, 即 a_1 地区研发利润相对降低, 从而抑制 a_1 地区绿色技术进步。其二, 如果替代弹性 $\varepsilon > 1$, 当 a_2 地区财政环保支出超过门槛值, 并且 $\theta(A_{a_2t}) + s_{a_2t}(\partial\theta(A_{a_2t})/\partial s_{a_2t}) > 0$ 时, 若 $\partial A_{a_2t}/\partial s_{a_2t} < 0$, 那么 $\partial f/\partial s_{a_2t}$ 方向取决于 $\Phi_1 + \Phi_2$ 二者产生的净效应。当 $\Phi_1 + \Phi_2 < 0$ 时, $\partial f/\partial s_{a_2t} > 0$, 表明增加 a_2 地区财政环保支出将会促进 a_1 地区绿色技术进步。反之则反。因此, 可得推论 3。

推论 3: 财政环保支出存在邻地绿色技术进步效应。如果两地产品存在替代关系, $\varepsilon > 1$, 当本地财政环保支出未超过门槛值且 $\partial A_{a_2t}/\partial s_{a_2t} > 0$ 时, 将抑制邻地绿色技术进步; 当本地财政环保支出超过门槛值且 $\partial A_{a_2t}/\partial s_{a_2t} < 0$ 时, 其作用方向由绿色技术进步和减排的净效应决定。

三、研究设计

(一) 模型设定

为了充分研究财政环保支出对于绿色技术进步的涟漪效应, 并刻画其中的非线性特征, 借鉴陆杉等^[23]的研究, 本文构建如下空间计量模型, 同时考虑了解释变量与被解释变量的空间滞后性:

$$gtech_{it} = \alpha_0 + \rho Wgtech_{it} + \alpha_1 env_{it} + \varphi_1 Wenv_{it} + \alpha_2 env_{it}^2 + \varphi_2 Wenv_{it}^2 + \alpha_c Control_{it} + \vartheta WControl_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, W 为描述地区间相互联系的空间权重矩阵, ρ 为绿色技术进步($gtech$)的空间滞后回归系数, 而 φ_1 、 φ_2 与 ϑ 为各个解释变量的空间交互项系数。 α_0 表示截距项, α_i 代表每个解释变量的估计系数, ε_{it} 为随机误差项, $Control_{it}$ 为所选控制变量。

(二) 指标构建与数据来源

1. 被解释变量

被解释变量为绿色技术进步($gtech$)。董直庆和王辉^[6]认为, 传统绿色技术进步测度方法难以精确区分绿色投入与产出, 从而产生测算误差。因此, 本文选用各地级市当年获得的绿色发明专利数量, 将其取对数来衡量绿色技术进步指标。相较于绿色专利申请数据, 已获得绿色专利数据

更能反映地方实际创新水平^[24]。绿色专利数据来源于 CNRDS 数据库。针对绿色专利获得数为 0 的情况, 借鉴寇宗来和刘学悦^[25]的处理方法, 将对应专利数量加 1 后取对数。另外, 本文选取各地级市当年申请的绿色发明数量对数值($gtechsq$)进行稳健性检验。为避免绿色专利极端数值的冲击, 针对上述数据进行 1% 的缩尾处理。

2. 核心解释变量

核心解释变量为地方政府财政环保支出(env)。2007 年政府收支分类首次将财政环保支出项目纳入其中, 但是受统计口径等因素的影响, 其公开数据并未覆盖所有城市。因此, 本文搜集 222 个城市的数据, 以 2007 年为起点展开研究。为了进一步消除人口规模的作用, 采用人均财政环保支出数据并作对数处理, 相关数据来源于 EPS 数据库、地方统计年鉴以及国民经济公报, 对于缺失数值进行插值补齐。

3. 机制变量

机制变量为产业结构升级($indh$)。本文借鉴付凌晖^[26]提出的度量方式, 利用夹角余弦法对各地市的产业结构升级情况进行测度。首先结合三大产业增加值与 GDP 比重构建向量 $H_0 = (h_{1,0}, h_{2,0}, h_{3,0})$, 然后分别测度 H_0 与基准向量组 $H_1 = (1, 0, 0)$, $H_2 = (0, 1, 0)$ 以及 $H_3 = (0, 0, 1)$ 的夹角, 遵循以下公式:

$$\theta_j = \arccos \left(\frac{\sum_{i=1}^3 (h_{i,j} \cdot h_{i,0})}{\left(\sum_{i=1}^3 (h_{i,j}^2)^{1/2} \cdot \sum_{i=1}^3 (h_{i,0}^2)^{1/2} \right)} \right) \quad (9)$$

$$indh = 3\theta_1 + 2\theta_2 + \theta_3 \quad (10)$$

上述计算同时囊括了三大产业, $indh$ 数值越大表明对应地级市产业结构越高级化^[27]。

4. 控制变量

借鉴已有研究^[28-30], 控制变量主要包括地方经济发展水平($pgdp$)、人口密度(den)、人力资本(huc)、贸易开放程度($open$)。具体地, 地方经济发展水平($pgdp$)以人均 GDP 取对数衡量, 其中, 人均 GDP 以 2007 年为基期平减之后获得。经济

增长的根本动力在于技术进步, 而区域间经济发展的异质性形成了绿色技术进步差距; 人口密度 (*den*) 以各地市人口总数与对应土地面积比值取对数衡量, 人口密度能够通过影响资源使用等对绿色技术进步发挥一定的作用; 人力资本 (*huc*) 以各地市普通高等学校在校生数占人口总数比重衡量。人力资本充足与否关系到市场绿色技术进步人才配置情况; 贸易开放程度 (*open*) 以地区进出口总额占 *GDP* 比重衡量, 进出口总额已结合当年人民币兑换美元的年平均汇率进行转换。城市贸易开放存在知识与技术扩散, 进一步影响绿色技术进步。上述数据来源于 EPS 数据库以及地方统计年鉴。对于缺失数据, 采用插值法进行补齐。相关变量的描述性分析见表 1。

为了初步分析财政环保支出对于绿色技术进步的作用, 本文围绕上述变量展开相关性检验, 表 2 罗列了变量之间的相关系数及显著性水平。可见, 财政环保支出与绿色技术进步基于 1%

显著性水平正向相关, 而四个控制变量也分别与绿色技术进步正向相关。较为遗憾的是, 单纯的相关性系数并未准确揭示变量之间的空间因果关系, 需进一步结合回归模型进行探讨。除此之外, 鉴于个别变量之间的相关性系数大于 0.5, 存在较高的相关性, 故本文利用 VIF 检验考察样本是否存在多重共线性。表 2 显示, VIF 值均小于 10, 本文变量不涉及多重共线性问题。

(三) 空间权重矩阵构建

基于“本地-邻地”绿色技术进步视角, 为充分考察财政环保支出的涟漪效应, 本文构建两种空间权重矩阵。第一种为教育地理权重矩阵, $W_{ij}^{ed} = W_{ij}^{ed} \text{diag}(\bar{T}_1/\bar{T}, \dots, \bar{T}_{222}/\bar{T})$, W_{ij}^{ed} 中的元素以地区之间地理距离倒数的平方表示, \bar{T}_i 代表样本期间内城市 *i* 的人均教育支出的均值, \bar{T} 代表所有城市的人均教育支出的均值。第二种为经济地理权重矩阵, $W_{ij}^{ed} = W_{ij}^{ed} \text{diag}(\bar{E}_1/\bar{E}, \dots, \bar{E}_{222}/\bar{E})$, 类似地, \bar{E}_i 以及 \bar{E} 分别代表样本期间内城市 *i* 与

表 1 变量描述性分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>gtech</i>	3 108	2.592 2	1.926 9	0	7.358 2
<i>gtechsq</i>	3 108	4.019 2	1.951 1	0	8.763 7
<i>env</i>	3 108	5.131 7	0.957 1	1.073 6	8.702 6
<i>indh</i>	3 108	6.508 6	0.366 1	5.517 5	7.657 0
<i>pgdp</i>	3 108	10.542 7	0.711 9	8.615 2	12.535 2
<i>den</i>	3 108	5.834 2	0.903 9	2.266 6	7.981 8
<i>huc</i>	3 108	0.020 6	0.025 6	0.000 1	0.132 7
<i>open</i>	3 108	0.200 2	0.321 3	0.000 6	3.383 9

表 2 变量间相关系数

变量	<i>gtech</i>	<i>env</i>	<i>indh</i>	<i>pgdp</i>	<i>den</i>	<i>huc</i>	<i>open</i>	VIF 值
<i>gtech</i>	1							—
<i>env</i>	0.436 7***	1						2.04
<i>indh</i>	0.292 6***	0.312 2***	1					1.27
<i>pgdp</i>	0.699 4***	0.634 8***	0.202 0***	1				2.32
<i>den</i>	0.465 6***	-0.170 5***	-0.065 3***	0.173 7***	1			1.32
<i>huc</i>	0.577 7***	0.277 9***	0.377 1***	0.468 0***	0.237 1***	1		1.52
<i>open</i>	0.385 3***	0.217 1***	0.132 4***	0.410 5***	0.300 9***	0.280 8***	1	1.30

注: ***代表 1% 的显著性水平; 实证过程中, 将 *huc* 扩大一百倍, 系数估计 *p* 值不变, 便于分析, 下同。

全部城市的人均 GDP 的均值。教育地理和经济地理权重矩阵分别同时兼顾了地理距离与教育支出、地理距离与经济因素的涟漪作用。对于所设定的空间权重矩阵进行标准化处理,以消除存在的量纲差异。

四、实证分析与讨论

(一) 空间相关性检验

基于“本地-邻地”视角,研究财政环保支出的绿色技术进步效应需要首先验证核心变量的空间相关性。对此,选取 Moran's I 指数检测财政环保支出与绿色技术进步的空间相关性程度,

结果如表 3 所示。两种空间权重矩阵下,2007—2020 年财政环保支出的全局 Moran's I 指数显著为正。此外,绿色技术进步的全局 Moran's I 指数也显著为正且总体大致呈增长态势,体现地级市之间绿色技术进步空间依赖性不断增强。综上,说明二者均存在较强的空间相关性,因此,本文构建空间计量模型具有一定的合理性。

(二) 空间计量分析

1. 空间计量模型选择

构建最终空间计量模型需要确认涟漪效应存在与否,并从 SEM、SAR 以及 SDM 模型中选取最优。因此,本文进行了 LM、LR 与 Wald 检验,结果如表 4 所示。在教育地理与经济地理权

表 3 2007—2020 年财政环保支出与绿色技术进步的 Moran's I 值

年份	教育地理矩阵		经济地理矩阵	
	财政环保支出	绿色技术进步	财政环保支出	绿色技术进步
2007	0.196 1 ^{***}	0.087 5 ^{***}	0.177 4 ^{***}	0.075 4 ^{***}
2008	0.188 2 ^{***}	0.083 2 ^{***}	0.195 4 ^{***}	0.068 4 ^{***}
2009	0.192 4 ^{***}	0.116 0 ^{***}	0.187 0 ^{***}	0.103 8 ^{***}
2010	0.235 8 ^{***}	0.154 4 ^{***}	0.216 1 ^{***}	0.140 3 ^{***}
2011	0.264 5 ^{***}	0.148 9 ^{***}	0.253 3 ^{***}	0.137 3 ^{***}
2012	0.224 9 ^{***}	0.183 7 ^{***}	0.219 9 ^{***}	0.168 4 ^{***}
2013	0.240 1 ^{***}	0.185 3 ^{***}	0.218 7 ^{***}	0.171 0 ^{***}
2014	0.234 9 ^{***}	0.187 9 ^{***}	0.222 5 ^{***}	0.172 8 ^{***}
2015	0.216 1 ^{***}	0.217 0 ^{***}	0.202 1 ^{***}	0.203 6 ^{***}
2016	0.184 0 ^{***}	0.240 3 ^{***}	0.183 6 ^{***}	0.224 5 ^{***}
2017	0.171 2 ^{***}	0.223 1 ^{***}	0.158 7 ^{***}	0.208 2 ^{***}
2018	0.218 8 ^{***}	0.237 3 ^{***}	0.210 3 ^{***}	0.220 0 ^{***}
2019	0.171 7 ^{***}	0.262 0 ^{***}	0.150 8 ^{***}	0.239 1 ^{***}
2020	0.186 9 ^{***}	0.273 9 ^{***}	0.161 9 ^{***}	0.248 0 ^{***}

注:***代表 1% 的显著性水平。

表 4 模型构建检验

检验方法	教育地理		检验方法	经济地理	
	矩阵	矩阵		矩阵	矩阵
LM-spatial lag	356.998 ^{***}	409.097 ^{***}	Wald-spatial lag	77.69 ^{***}	108.22 ^{***}
Robust LM-spatial lag	114.280 ^{***}	150.639 ^{***}	LR-spatial lag	76.99 ^{***}	106.98 ^{***}
LM-spatial error	374.400 ^{***}	349.014 ^{***}	Wald-spatial error	80.02 ^{***}	105.19 ^{***}
Robust LM-spatial error	131.683 ^{***}	90.557 ^{***}	LR-spatial error	92.28 ^{***}	121.42 ^{***}

注:***代表 1% 的显著性水平。

重矩阵下, 首先, LM-Lag 与 LM-Error 统计量均在 1%水平上显著。并且, Robust LM-Lag 与 Robust LM-Error 统计量也在 1%水平上显著。这说明本文模型同时包含空间滞后以及空间误差特征, 需要构建空间杜宾模型进行分析。进一步, 进行 LR 与 Wald 检验, 相关统计量亦均在 1%水平上显著, 再次证明 SDM 模型不能退化为 SEM 以及 SAR 模型。另外, 在两种空间权重矩阵下, Hausman 统计值均在 1%水平上显著, 故本文选择固定效应模型展开讨论。

2. 涟漪效应检验

使用全样本数据围绕财政环保支出对于绿色技术进步的涟漪效应进行参数估计, 估计结果如表 5 所示。从表 5 来看, 两种空间权重矩阵下变量的系数方向均保持一致。绿色技术进步的空间自相关系数呈现正向显著, 存在空间聚集特性, 说明本地与邻地绿色技术进步会通过教育地理与经济地理关联产生正相关关系。绿色技术进步产生显著的正向空间相关性可能由于: 其一,

模仿效应。区域内绿色技术研发经验能够以技术外溢、合作交流、贸易运输等方式对周边地区产生示范效果, 促进其加强对现有经验的学习以及探索, 提高绿色技术进步的活跃度。其二, 竞争效应。绿色技术进步是推动地区环境治理的重要抓手, 而区域间环境治理存在策略互动。这促进了各地不断完善绿色技术进步体系, 形成“逐项竞争”这一良性竞争模式。综上, 导致了绿色技术进步“一荣俱荣”的空间关联。

财政环保支出对于本地绿色技术进步表现出显著的促进作用, 这源于地方财政环保支出为绿色治理直接提供资金支持, 并引导其他社会资本流向绿色治理, 以此激励本地相关企业进行绿色技术研发。然而, 财政环保支出对于本地绿色技术进步影响表现出“倒 U 型”特征^⑦。两种权重矩阵下, 拐点值分别为 5.589 6 与 5.481 8, 均大于财政环保支出的样本均值, 故样本期内财政环保支出增加有利于提升本地绿色技术进步水平。与王永贵和李霞^[31]的研究结果相类似, 原

表 5 财政环保支出影响绿色技术进步的基准回归结果

变量	教育地理矩阵		经济地理矩阵	
	Main	W_x	Main	W_x
<i>env</i>	0.449 4*** (4.666 6)	-0.956 0*** (-4.904 8)	0.542 7*** (5.633 0)	-1.365 2*** (-6.589 8)
<i>env</i> ²	-0.040 2*** (-4.358 4)	0.082 3*** (4.344 3)	-0.049 5*** (-5.348 2)	0.120 6*** (5.878 8)
<i>pgdp</i>	0.899 2*** (4.273 7)	0.358 1 (1.457 9)	0.818 9*** (3.963 3)	0.475 0* (1.925 1)
<i>den</i>	0.579 0** (2.399 1)	-0.224 5 (-0.485 9)	0.736 6*** (3.062 9)	-0.349 5 (-0.717 4)
<i>huc</i>	0.019 6 (0.963 3)	-0.319 4*** (-5.041 6)	0.021 5 (1.062 0)	-0.286 1*** (-4.929 4)
<i>open</i>	0.302 9*** (3.099 3)	-0.561 0*** (-3.189 9)	0.330 5*** (3.391 1)	-0.849 5*** (-4.673 7)
ρ	0.551 9*** (15.984 9)		0.519 0*** (14.357 4)	
观测值	3 108		3 108	
R^2	0.727 6		0.732 6	

注: 括号内表示 z 值, ***, **, * 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平; 下同。

因可能在于财政环保支出超过一定程度时,企业将其挪作他用,委托代理问题成为关键,导致环保支出对于绿色技术进步的促进效应小于抑制效应,从而整体呈现消极作用。经济发展水平(*pgdp*)对于本地绿色技术进步的影响显著为正。这表明经济发展水平越高,地区绿色发展意识越强烈,越有利于为本地营造充分的绿色技术进步空间。同时,人口密度(*den*)也显著促进了绿色技术进步,说明本地人口密度越大则劳动力供给越多,为本地企业提供的优秀科技人才也越多,从而促进本地绿色技术进步。贸易开放程度(*open*)推进本地绿色技术进步,暗示对外贸易带来了先进技术外溢,加快了本地绿色技术发展。而人力资本(*huc*)也对于绿色技术进步产生正向影响,这表明本地人口受教育水平较高有助于完善绿色创新研发环境,为本地绿色技术研发提供外部支持。

较本地而言,财政环保支出的邻地绿色技术进步效应存在明显差别。在两种空间权重矩阵下,财政环保支出对于邻地绿色技术进步显示“U型”变化,即呈现“先抑后扬”状态^⑦。教育地理与经济地理权重矩阵下,拐点值分别为5.8080与5.6600。同理,样本期内提升财政环保支出将削弱邻地绿色技术进步活力。这是由于财政环保支出高的区域短期内会对邻近区域产生“虹吸效应”,持续吸引周边绿色技术进步资源,产生负向抑制效果。但是长期超过一定阈值之后,财政环保支出高的地区会对邻地产生积极作用,表现出向邻地扩散先进绿色技术的涟漪效应。经济发展水平(*pgdp*)对于邻地绿色技术进步的作用系数亦为正,再次揭示经济实力对于绿色技术进步的关键影响。贸易开放程度(*open*)以及人力资本(*huc*)

均对周边区域绿色技术进步表现出显著负向作用。究其原因,贸易开放与人力资本积累为本地开辟技术研发空间,吸引邻地研发资源流入,对邻地绿色技术进步形成消极影响。除此之外,财政环保支出的邻地绿色技术进步效应明显较本地效应系数更高,表示财政环保支出更加突出作用于邻地绿色技术进步,其涟漪效应较强,故地方政府需要重点关注周边区域的财政环保支出情况。

Elhorst^[32]认为,SDM模型对于空间涟漪效应的测度局限于全局效应,表5所示变量的回归系数并非解释变量对于绿色技术进步产生的边际影响,需要进一步研究核心解释变量的直接以及间接效应。因此,本文对上述效应进行分解,结果如表6所示。可见,两种空间权重矩阵下,核心解释变量方向与显著性大体一致。财政环保支出对于绿色技术进步的直接、间接以及总效应均显著,说明当前财政环保支出对于绿色技术进步的作用不仅体现在本地区而且作用于周边区域。从影响数值来看,财政环保支出产生的直接效应小于间接效应,对于教育地理与经济地理权重矩阵,间接效应绝对值分别为直接效应绝对值的3.6866倍与4.4038倍,意味着财政环保支出对绿色技术进步产生的溢出作用更为显著。此外,在教育地理矩阵与经济地理矩阵下,前者三种效应的绝对值均小于后者。

3. 稳健性检验

为了增强研究结果的可信度,避免指标选取等造成的估计偏差,需要更加稳健地分析财政环保支出的绿色技术进步涟漪效应。本文选取三种方式展开稳健性检验,结果在表7中列明。具体地,其一,更换核心被解释变量。将前文

表6 空间杜宾模型分解回归结果

变量	教育地理矩阵			经济地理矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>env</i>	0.422 5*** (4.329 7)	-1.557 6*** (-3.870 3)	-1.135 2*** (-2.823 6)	0.503 7*** (5.158 6)	-2.218 2*** (-5.368 3)	-1.714 5*** (-4.160 4)
<i>env</i> ²	-0.038 1*** (-4.046 3)	0.131 9*** (3.421 2)	0.093 8** (2.405 1)	-0.046 2*** (-4.899 0)	0.194 0*** (4.818 5)	0.147 9*** (3.642 7)

表7 稳健性检验结果

变量	更换被解释变量		更换计量模型		两者均更换	
	教育地理矩阵	经济地理矩阵	教育地理矩阵	经济地理矩阵	教育地理矩阵	经济地理矩阵
<i>env</i>	0.294 5*** (3.570 2)	0.355 6*** (4.314 2)	0.584 6*** (4.897 1)	0.681 0*** (5.699 6)	0.583 5*** (5.711 9)	0.616 2*** (6.042 6)
<i>env</i> ²	-0.024 8*** (-3.139 9)	-0.030 7*** (-3.880 6)	-0.053 8*** (-4.826 6)	-0.063 0*** (-5.643 7)	-0.052 6*** (-5.518 1)	-0.055 7*** (-5.852 3)
<i>Wenv</i>	-0.796 5*** (-4.771 8)	-1.054 0*** (-5.936 2)	-0.869 1*** (-2.901 5)	-1.414 3*** (-4.414 2)	-0.762 2*** (-2.970 8)	-0.794 5*** (-2.859 4)
<i>Wenv</i> ²	0.072 9*** (4.496 7)	0.096 5*** (5.499 4)	0.069 1*** (2.581 3)	0.117 9*** (4.045 6)	0.063 0*** (2.751 8)	0.067 1*** (2.663 1)
ρ	0.668 3*** (22.491 8)	0.644 9*** (21.240 8)	0.417 1*** (9.683 4)	0.407 0*** (9.375 0)	0.528 8*** (13.855 0)	0.507 3*** (13.134 2)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	3 108	3 108	2 886	2 886	2 886	2 886
<i>R</i> ²	0.804 0	0.808 5	0.723 5	0.724 7	0.804 2	0.807 2

被解释变量更换为各地级市当年申请的绿色发明专利数量(*gtechsq*), 结果表明财政环保支出对于绿色技术进步作用显著且方向均未发生变化; 其二, 更换计量模型。利用动态空间杜宾模型加以检验。由于绿色技术进步可能受到前期绿色技术进步的冲击, 存在“路径依赖”特征, 因此, 本文引入被解释变量的空间滞后项进行检验, 减少了内生性问题。可见, 回归结果与基准结果相比依然未发生根本性变化; 其三, 同时更换被解释变量与计量模型。结果显示, 财政环保支出对绿色技术进步的本地作用显著为正, 而对邻地作用显著为负, 与前文结果保持一致。综合上述三种检验结果, 证实了本文研究结论的稳健性。

4. 异质性检验

本文以教育地理矩阵为例, 从城市经济规模、产业结构以及人力资本角度出发分析财政环保支出对于绿色技术进步的异质性影响。针对上述三个方面分别构建虚拟变量, 主要依据城市经济发展规模、产业升级程度以及人力资本发展水平高低进行定义, 当城市当年对应指标小于全样本均值时, $D_i=0, i=1, 2, 3, 4$; 反之, $D_i=1$ 。将上述三个虚拟变量与财政环保支出组成交互项, 纳入基准回归模型(8)中, 深入分析财政环保支出的

绿色技术进步效应存在的异质性特征, 结果如表 8 所示。整体而言, 交互项的本地绿色技术进步增长效应均显著, 而涟漪效应不显著。这表明上述三个方面的差异仅显著作用于本地城市绿色技术进步。综上表明, 城市经济发展水平越高, 越有利于做大财政环保支出激励绿色技术进步的“资金池”, 优化本地环保支出效应。类似地, 产业结构越高级, 专业化协作能力越强, 越有可能摆脱传统资源环境生产依赖性, 进而为财政环保支出发挥效应提供支撑。而人口受教育水平较高的城市, 则为财政环保支出影响本地绿色技术进步的过程输送了大量先进劳动力与科技人才, 成为提升财政环保支出效应的关键源泉。

(三) 传导机制检验

结合前述数理模型演绎结论, 在经济实际发展过程中, 财政环保支出究竟能否通过产业结构调整进一步影响地区经济发展, 并最终作用于绿色技术进步? 本文构建了产业结构升级指标表征产业结构变化, 考察财政环保支出的产业结构升级效应引致的经济发展变化对绿色技术进步的作用, 结果见表 9。所有结果中, 核心变量的系数方向、显著性基本保持一致。首先, 检验财政环保支出的产业结构升级效应。具体地, 以产业结构升级(*indh*)作为被解释变量, 其余解释及

表8 异质性检验结果

变量	城市经济规模异质性	城市产业结构异质性	城市人力资本异质性
<i>env</i>	0.495 5*** (5.115 0)	0.450 2*** (4.684 4)	0.473 4*** (4.934 5)
<i>env</i> ²	-0.045 8*** (-4.914 7)	-0.041 7*** (-4.523 2)	-0.044 2*** (-4.794 5)
<i>env</i> × <i>D_i</i>	0.025 7*** (3.826 3)	0.0261 *** (3.708 8)	0.053 0*** (5.082 6)
<i>Wenv</i>	-0.888 4*** (-4.453 9)	-0.828 6*** (-4.082 1)	-0.983 7*** (-5.058 3)
<i>Wenv</i> ²	0.074 0*** (3.749 9)	0.068 6*** (3.420 1)	0.087 2*** (4.573 5)
<i>Wenv</i> × <i>D_i</i>	0.023 6 (0.875 5)	0.010 5 (0.509 0)	-0.061 0 (-1.604 0)
ρ	0.542 2*** (15.477 4)	0.544 3*** (15.663 8)	0.559 9*** (16.252 7)
控制变量	是	是	是
观测值	3 108	3 108	3 108
<i>R</i> ²	0.730 1	0.728 9	0.728 8

表9 传导机制检验结果

变量	教育地理矩阵		经济地理矩阵	
	<i>indh</i>	<i>gtech</i>	<i>indh</i>	<i>gtech</i>
<i>env</i>	0.050 6*** (3.946 4)	0.439 9*** (4.572 6)	0.060 5*** (4.651 3)	0.525 8*** (5.458 3)
<i>env</i> ²	-0.003 9*** (-3.189 2)	-0.039 9*** (-4.324 3)	-0.004 8*** (-3.803 2)	-0.048 4*** (-5.235 3)
<i>indh</i> × <i>pgdp</i>		0.008 8 (0.650 7)		0.013 3 (0.999 9)
<i>Wenv</i>	-0.091 0*** (-3.410 1)	-0.653 3*** (-3.073 3)	-0.129 0*** (-4.458 3)	-1.022 1*** (-4.439 8)
<i>Wenv</i> ²	0.007 9*** (3.053 7)	0.054 1*** (2.636 9)	0.011 8*** (4.143 7)	0.088 7*** (3.937 0)
<i>Windh</i> × <i>pgdp</i>		0.052 4** (2.261 4)		0.047 4** (1.982 5)
ρ	0.908 6*** (58.325 8)	0.531 8*** (15.073 6)	0.904 1*** (55.435 8)	0.502 7*** (13.706 4)
控制变量	是	是	是	是
观测值	3 108	3 108	3 108	3 108
<i>R</i> ²	0.661 5	0.728 4	0.670 8	0.733 1

控制变量与上文相同。可见, 财政环保支出的本地产业结构升级效应在 1%显著性水平上为正; 就邻地而言, 财政环保支出对产业结构升级的影

响显著为负。究其原因, 本地增加财政环保支出推动环保产业扩大生产, 优化地区资源配置, 使得本地产业结构更为高级化。同时, 不同地区财

政环保支出差异引致环保产业生产补贴变化, 进而低补贴地区的环保产业向补贴相对更高的本地转移。接着, 探讨产业结构升级的经济发展效应对于绿色技术进步的冲击。本文将产业结构升级($indh$)与经济发展水平($pgdp$)的交互项($indh \times pgdp$)纳入基准回归中, 立足于经济发展效应角度研究产业结构升级对于绿色技术进步的影响。在两种空间权重矩阵下, 邻地交互项系数均基于 5% 显著为正。结果表明, 长期来看, 本地财政环保支出增加引致的邻地产业结构变化能够改善其经济发展水平, 以此促进邻地绿色技术进步。

五、主要结论与政策建议

厘清财政环保支出这一“投入型环境规制”对于绿色发展的作用十分关键, 然而有关财政环保支出的绿色技术进步效应研究较少且存在局限性。本文基于“本地-邻地”视角, 利用 2007—2020 年 222 个地级市面板数据, 构建空间计量模型, 对财政环保支出的绿色技术进步涟漪效应进行理论与实证双重探讨, 并就异质性特征以及产业结构升级传导机制展开拓展性分析。研究发现: 首先, 地级市绿色技术进步存在显著的正向空间溢出现象。当某城市周围区域的绿色技术进步水平变化时, 该城市的绿色技术进步水平产生相应变动。其次, 财政环保支出的绿色技术进步涟漪效应并非一致。基于本地维度, 财政环保支出对绿色技术进步显示“先扬后抑”的“倒 U 型”作用。当财政环保支出强度低于阈值时, 将会推动本地绿色技术进步; 反之, 抑制本地绿色技术进步。基于邻地维度, 财政环保支出呈现“先抑后扬”的“U 型”非线性效应。再次, 异质性检验显示, 鉴于城市之间存在经济发展规模、产业结构以及人力资本等方面的差异, 财政环保支出的绿色技术进步涟漪效应具有区域异质性特征。具体地, 上述三个方面水平越高, 越有利于吸引并储备先进绿色技术研发的有形与无形资源, 持续不断地强化财政环保支出的本地绿色技术进步效应。最后, 涟漪效应的传导机制检验表明,

产业结构升级是财政环保支出长期影响邻地绿色技术进步的重要原因。财政环保支出吸引邻地环保产业转移至本地, 并通过长期产业结构调整的经济效应影响邻地绿色技术进步, 倒逼邻地产业加大绿色技术研发。

中国正处于高质量发展阶段, 财政环保支出的合理实施可以补贴研发成本, 引导绿色创新风向, 推动发展方式绿色转型。结合上述结论, 本文提出如下政策建议: 第一, 审慎执行财政环保支出, 优化地方政府支出结构。当前, 中国财政环保支出占比依旧不高, 这不利于激发绿色技术进步活力并推动国家绿色发展进程。应当审时度势调整财政环保支出规模, 改善地方政府财政支出结构, 从而为绿色治理提供更多资金支持, 引导绿色研发活动。第二, 因地制宜调节财政环保支出, 充分挖掘各地潜力。不同地区在经济建设、地理特征、资源存量等方面存在非均衡性, 因此, 应当鼓励地方制定差异化政策。进一步, 合理引导地区资源配置, 充分发挥自身经济、教育基础等优势, 致力实现政策效应最大化, 协调推进整体绿色技术进步。第三, 深入推进产业结构转型升级, 完善产业协同建设体系。通过有计划地改造传统产业, 大力建设新能源环保产业, 引导产业结构清洁化发展。同时, 积极利用财政环保支出激励企业自主绿色研发。以此, 最大限度地强化财政环保支出职能, 推动构建经济环境协调发展格局。

注释:

- ① 劳动力工资: $w_{jt} = (1 - \alpha)p_{jt} [1 + s_{jt}\theta(A_{jt})] L_{jt}^{-\alpha} \int_0^1 A_{jt}^{1-\alpha} \cdot K_{jt}^{\alpha} di$; 资本品价格: $p_{Kjt}^j = \alpha p_{jt} [1 + s_{jt}\theta(A_{jt})] L_{jt}^{-\alpha} \cdot A_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^{\alpha-1}$ 。
- ② 地区 j 资本品 i 生产商最优产量: $K_{jt} = p_{jt}^{-\frac{1}{1-\alpha}} [1 + s_{jt}\theta(A_{jt})]^{-\frac{1}{1-\alpha}} L_{jt} A_{jt}^{\frac{1}{1-\alpha}} r_{jt}^{\frac{1}{1-\alpha}}$ 。
- ③ 资本品技术进步的 t 期增量: $\tilde{A}_{jt} = \mu_{jt}\beta A_{jt} - \mu_{jt} A_{jt} = (\beta - 1)\mu_{jt} A_{jt}$ 。
- ④ 技术函数: $A_{jt} = \int_0^1 \beta A_{jt-1} \mu_{jt} di + \int_0^1 A_{jt-1} (1 - \mu_{jt}) di = \beta A_{jt-1} \mu_{jt} + A_{jt-1} (1 - \mu_{jt})$; 均衡技术进步率: $g_{jt}^A =$

$$(\beta - 1)^{\frac{1}{1-\varphi}} \varphi^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} \lambda_j^{\frac{1}{1-\varphi}} \alpha^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} (1-\alpha)^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} r_j^{\frac{\alpha\varphi}{(1-\varphi)(\alpha-1)}} p_{jt}^{\frac{\varphi}{(1-\varphi)(1-\alpha)}} [1 + s_{jt}\theta(A_{jt})]^{\frac{\varphi}{(1-\varphi)(1-\alpha)}}.$$

⑤ 绿色技术进步率: $G = \frac{\varphi}{(1-\alpha)(1-\varphi)} [1 + s_{jt}\theta(A_{jt})]^{-1} g_{jt}^A.$

⑥ 最优经济产出: $Y_{jt} = r_j^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} p_{jt}^{\frac{1}{1-\alpha}} [1 + s_{jt}\theta(A_{jt})]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} L_{jt} A_{jt},$
该公式由注释②公式带入经济产出公式(1)得出。

⑦ 限于篇幅, 相关U型曲线图可向作者索取。

参考文献:

- [1] 任保平. 从中国经济增长奇迹到经济高质量发展[J]. 政治经济学评论, 2022, 13(6): 3-34.
- [2] FENG T, WU X, GUO J. Racing to the bottom or the top? Strategic interaction of environmental protection expenditure among prefecture-level cities in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 384: 135565.
- [3] 姜楠. 环保财政支出有助于实现经济和环境双赢吗?[J]. 中南财经政法大学学报, 2018(1): 95-103.
- [4] FAN W, YAN L, CHEN B, et al. Environmental governance effects of local environmental protection expenditure in China[J]. Resources Policy, 2022, 77: 102760.
- [5] PORTER M E, LINDE C V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [6] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地-邻地”绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济, 2019(1): 100-118.
- [7] 胡晓马. 地方政府环保支出及其策略互动对环境污染的影响[J]. 财经问题研究, 2022(1): 102-109.
- [8] 王华春, 刘腾飞, 崔伟. 财政环保支出、地方政府竞争与环境污染治理——基于中国 284 个城市的实证研究[J]. 城市问题, 2022(4): 96-103.
- [9] 罗理恒. 环保财政支出对全要素生产率的影响——基于要素配置视角的数值模拟分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(1): 38-49.
- [10] 杨得前, 刘仁济. 地方财政支出对产业生态化的空间溢出效应研究[J]. 财贸经济, 2018, 39(7): 49-64.
- [11] 贺俊, 杨启明, 刘庭. 信贷配置与政府环保支出的环境效应——基于理论模型与空间计量模型[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2022, 24(3): 32-41.
- [12] 马荣, 伯娜. 财政支出结构对长三角城市群高质量发展的影响机制与效应研究[J]. 财贸研究, 2023, 34(4): 69-82, 110.
- [13] 陈思霞, 薛钢. 地方环境公共支出如何影响了经济增长? ——技术效率与健康资本的视角[J]. 中国软科学, 2014(5): 173-181.
- [14] 李志青. 环保公共开支、资本化程度与经济增长[J]. 复旦学报(社会科学版), 2014, 56(2): 159-164.
- [15] 原毅军, 孔繁彬. 中国地方财政环保支出、企业环保投资与工业技术升级[J]. 中国软科学, 2015(5): 139-148.
- [16] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 147-160.
- [17] 李子豪, 白婷婷. 政府环保支出、绿色技术创新与雾霾污染[J]. 科研管理, 2021, 42(2): 52-63.
- [18] 唐大鹏, 杨真真. 地方环境支出、财政环保补助与企业绿色技术创新[J]. 财政研究, 2022(1): 79-93.
- [19] ZHAO Y, MAO J, LI Y. Local governments' environmental emphasis and corporate green innovation: Evidence from China[J]. Economic Change and Restructuring, 2022, 55(4): 2577-2603.
- [20] 王耀东. 中国的环境污染与政府干预[J]. 财经问题研究, 2016(2): 3-11.
- [21] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [22] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Technological diffusion, convergence, and growth[J]. Journal of Economic Growth, 1997, 2(1): 1-26.
- [23] 陆杉, 唐佳欣, 熊娇. 财政分权与农业面源污染: 空间溢出与门槛特征[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(6): 67-77.
- [24] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [25] 寇宗来, 刘学悦. 中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究, 2020, 55(3): 83-99.
- [26] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(8): 79-81.
- [27] 成琼文, 申萍. 数字金融对城市产业结构升级的影响研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2023, 29(2): 109-123.
- [28] 陈斌, 李拓. 财政分权和环境规制促进了中国绿色技术创新吗?[J]. 统计研究, 2020, 37(6): 27-39.
- [29] 彭影, 李士梅. 创新要素流动与城市绿色创新发展——数据要素流动环境的空间调节作用[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(1): 30-39.

- [30] 李思慧. 环境规制与城市绿色创新: 助力抑或阻力?[J]. 现代经济探讨, 2023(2): 94-104. 131-149.
- [31] 王永贵, 李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, 2023(2):
- [32] ELHORST J P. Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels[M]. Berlin, Heidelberg: Springer, 2014.

Does fiscal environmental protection expenditure have ripple effects? Based on the perspective of green technology progress

LIU Weijiang^{1,2}, LIU Min^{1,2}

- (1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;
2. School of Business and Management, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Based on 2007—2020 Chinese prefecture-level city panel data, this study adopts the spatial Durbin model to examine the ripple effects of local fiscal environmental protection expenditure on green technology progress, discussing regional heterogeneity characteristics, and verifying the transmission role of industrial structure upgrading. The empirical results show that there exists spatial autocorrelation of green technology progress among cities. Fiscal environmental protection expenditure of local governments has ripple effects, that is, fiscal environmental protection expenditure has an "inverted U-shaped" effect on local green technology progress, and exerts the "U-shaped" influence on neighboring cities' green technology progress. Heterogeneity tests show that in cities with larger economies, advanced industrial structures, and concentrated human capital, the fiscal environmental protection expenditure is more likely to contribute to local green technology progress. In addition, local fiscal environmental protection expenditure influences the upgrading of neighboring industrial structure, and adjusts neighboring economic growth benefits in the long run, which in turn stimulates neighboring green technology progress. The findings will provide a reference for the government to tailor its fiscal environmental protection expenditure according to local conditions and optimize the green technology progress system.

Key Words: fiscal environmental protection expenditure; green technology progress; ripple effects; spatial Durbin model

[编辑: 何彩章]