

长株潭地区重金属污染耕地 治理的绿色发展效应

范翔宇 匡兵 卢新海¹

(1. 华中师范大学公共管理学院, 湖北 武汉 430079;

2. 华中师范大学自然资源治理研究院, 湖北 武汉 430079)

【摘要】: 将 2014 年湖南省长株潭地区的重金属污染耕地修复综合治理试点作为一个准自然实验, 综合运用 SBM- Undesirable 模型和双重差分方法分析重金属污染耕地治理对区域绿色发展的影响效应。结果表明: (1) 理论上, 重金属污染耕地治理通过绿色政策供给、绿色技术创新、绿色资金支持和绿色红利外溢而影响区域绿色发展水平; (2) 长株潭地区重金属污染耕地治理显著促进了区域绿色发展, 从双重差分结果来看, 2014 年长株潭地区的重金属污染耕地治理实践对区域绿色发展的贡献率为 17.7%, 且通过了平行趋势假设检验和反事实检验。(3) 重金属污染耕地治理对区域绿色发展的促进效应受到农村经济发展水平、技术创新能力和耕地资源禀赋的显著影响。为更好地保持、提升重金属污染耕地治理的绿色效应, 应该根据国家治理现代化的基本要求, 采取多元化手段完善重金属污染耕地治理体系, 提升重金属污染耕地治理能力。

【关键词】: 重金属污染耕地 绿色发展 双重差分

【中图分类号】: F124.3; X22 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2021)09-2277-10

绿色发展是党的十八大以来指引美丽中国建设、推进人类命运共同体构建的基本理念^[1,2], “绿色”也成为中国特色社会主义新时代的基础底色和鲜亮标签^[3]。绿色发展理念指导下, 中国在资源绿色开发利用、生态环境绿色治理等方面进行一系列长远性计划和开创性工作^[2], 为实现国家绿色治理体系和绿色治理能力现代化奠定了重要基础。耕地是人类赖以生存和发展的基础性资源^[4], 耕地资源的绿色化利用不仅是践行“绿水青山就是金山银山”理论的必然要求, 也是实现区域绿色发展的重要切入点和关键抓手。然而, 中国耕地绿色利用状况并不乐观^[4], 特别是在全国范围内还存在较为严重的重金属污染问题^[5], 成为耕地“绿色”动能培育和高质量利用面临的重要挑战。

为有效缓解重金属污染对区域耕地生产和绿色发展等造成的不利影响, 中国各级政府一直以来都高度重视重金属污染耕地的修复治理, 不断完善重金属污染耕地治理政策和措施。2014 年, 原农业部会同财政部在湖南省长株潭地区开展重金属污染耕地修复及农作物种植结构调整试点工作, 要求各地根据不同污染程度选择适宜治理措施, 通常包括选种低镉累积水稻品种、施用生石灰调整土壤酸度、深耕改土和淹水灌溉等手段, 按照“专用品种、专区生产、专企收购、专仓储存”的封闭运行方式进行重金属污染耕地治理。此后, 中国陆续出台一系列政策法规, 重金属污染耕地治理工作逐渐步入正轨, 成为生态文明建设的

作者简介: 范翔宇(1997~), 女, 硕士研究生, 主要研究方向为土地政策. E-mail: fxy_1997@163.com

匡兵, E-mail: kuangbing117@163.com

基金项目: 国家自然科学基金项目(71673096, 41801205, 41901256); 教育部人文社会科学研究青年项目(19YJC790054); 中国博士后科学基金第 13 批特别资助项目(2020T130234); 华中师范大学中央高校基本科研业务费项目(CCNU19TD004, CCNU20QN036)

重要推手。我们的问题也由此产生，重金属污染耕地治理与区域绿色发展存在什么样的逻辑关联？重金属污染治理工作是否促进了区域绿色发展？从已有研究来看，目前理论界直接有关重金属污染耕地治理与绿色发展关系的文献并不多见。国外学者结合重金属污染耕地治理技术创新对耕地可持续利用和生态修复的重要作用，提出开发绿色化学物质修复土壤^[6]、利用生物炭降低重金属毒性和有害性^[7]、通过预处理废水减少灌溉中的重金属污染源^[8]等治理策略。国内学者则注重考察不同植物修复方式^[9]、不同种植模式^[10]和综合农艺强化措施^[11]等重金属污染耕地治理实践前后土壤中的重金属微量元素变化情况，间接反映重金属污染耕地治理对区域绿色发展产生的影响。这些研究对于科学把握、评判重金属污染耕地治理的绿色效应具有重要价值，但是并未在理论层面揭示重金属污染耕地治理对区域绿色发展的影响机制，在方法方面也多采用物理、化学和生物手段进行检测或实验，研究内容和方法都有待进一步挖掘。基于此，本文将根据重金属污染耕地治理的公共政策特性，首先在理论层面分析重金属污染耕地治理对区域绿色发展的影响，进而将2014年湖南省长株潭地区重金属污染耕地修复综合治理试点作为一个准自然实验，利用政策科学领域应用较为成熟的双重差分(Difference-in-Difference, DID)方法开展实证检验，是对已有研究的有效补充，也可以为优化和完善重金属污染耕地治理政策、提升区域绿色发展水平提供参考。

1 理论分析

重金属污染耕地治理是一个复杂的系统工程，治理工作往往伴随着政策调整、技术创新、资金支持等一系列举措，进而对区域绿色发展产生影响。具体而言，重金属污染耕地治理对区域绿色发展的影响主要表现在以下4个方面。

(1) 绿色政策供给。

在重金属污染耕地治理中，各级政府会出台一系列政策法规，有效引导、干预重金属污染耕地治理过程。一方面，在现行的行政管理体制与政绩考核体制下，重金属污染耕地治理政策的执行过程和效果通常会与政府政绩挂钩，以此突出、强化政府的责任主体意识，并在持续的监督机制中进一步紧锁^[12]。这种主体意识与紧锁效应会形成地方政府高度重视重金属污染耕地治理的政策景观，进而因地制宜地落实国家和上级政府重金属污染耕地治理政策的精神与要求。另一方面，稳定的绿色政策环境能够使重金属污染耕地治理涉及的利益主体维持一种统一的秩序结构^[13]，使他们能够理性对待短期私人利益和长期社会美好发展环境之间的关系。比如向造成耕地土壤重金属污染的单位和个人征收重金属污染物排污费，可以引导污染排污主体将污染成本纳入私人成本函数^[14]，从源头上降低耕地重金属污染概率，最终强化区域绿色发展形态。

(2) 绿色技术创新。

绿色技术创新是重金属污染耕地类型多样、治理工作复杂等现实特征的必然响应，适宜的绿色技术创新与支持将成为治理工作有序开展的必要条件^[15]。一方面，重金属污染耕地治理致力于消解耕地土壤中的有害物质，恢复耕地土壤的原有理化性状及自净能力。绿色治理和防控技术体系创新能够为重金属污染耕地治理手段改进和模式优化提供重要的技术保障，也是增强重金属污染耕地治理和修复工作精准度、提升重金属污染耕地治理效率的关键路径。另一方面，技术是一个重要的生产要素^[16]，绿色技术创新可以显著降低重金属污染耕地治理成本，从而减少涉重金属污染企业、耕地使用者或承包经营者等不同利益主体参与重金属污染耕地治理的成本负担，并且通过稳定企业经营效益和农业生产收益提升不同主体参与治理的偏好意愿^[17]，对区域绿色发展起着重要的累积强化作用。

(3) 绿色资金支持。

重金属污染耕地治理专项资金的大量投入，以及多元化资金筹集渠道的探索和建立，为重金属污染治理和耕地绿色生产提供了坚实的物质基础。一方面，大量的专项财政资金注入可以减少地方政府公共财政支出压力。这将推动工程复杂且成本高昂的重金属污染耕地治理工作由分割零散转为综合集中^[15]，保障绿色生态环境公共服务的供给，不断提升绿色发展的规模累积收益。另一方面，多元化资金筹集渠道的建立有助于形成稳定的绿色治理资金投入机制。政府引导个人、企业、基金和捐款等多

元化的社会资本有序进入重金属污染耕地治理环节，形成充足且稳定的资金支持，对涉重金属污染企业、耕地经营者等相关利益主体环保型、绿色型生产方式提供持续的经济激励。该激励驱使他们自觉在源头控制、规避耕地重金属污染风险，或是积极采纳新技术、新理念参与重金属污染耕地治理。这些正向激励无疑会大幅度提升重金属污染耕地的治理和修复效率，进而影响区域绿色发展水平。

(4) 绿色红利外溢。

大数据、云计算等新技术的发展和交通网络的不断完善使地区间的交流日益频繁，相互之间的影响也愈发明显^[18]，这给绿色治理行为的宣传推广及绿色红利外溢提供了空间。在重金属污染耕地治理过程中，由于横向地方政府间竞争，地方政府会将政绩压力转换为提升重金属污染耕地治理能力和水平的动力和推力。特定区域的政府会密切关注相邻政府重金属污染耕地治理进展并形成地区性网络^[19]，以学习、交流等方式不断导入其他区域的先进治理经验和做法，进而提升本区域重金属污染耕地治理效率和提供美好生态环境的能力。与此同时，绿色红利外溢使“受益”地区具备后发优势，不仅能够借鉴先行政府的经验，提前预防并避免可能面临的重金属污染耕地治理困境，而且可以结合区域实际衍生出更多兼具普适性和区域特色的绿色发展模式与策略，为实现区域绿色发展“添能加油”。

2 研究方法与数据来源

本文利用双重差分方法比较重金属污染治理前后绿色发展状况变化来考察重金属污染耕地治理的绿色发展效应。考虑耕地资源在农业生产中的核心地位与特殊价值，重金属污染耕地治理将直接影响区域农业生态系统状况，本文选取农业绿色生产率表征区域绿色发展水平，其测度将通过 SBM-Undesirable (Slacks-based Measure-Undesirable) 模型实现。

2.1 双重差分方法

双重差分方法是一种专门进行政策效果评价的计量方法^[20]，该方法的基本原理是比较受政策影响的实验组和不受政策影响的控制组在政策发生前后特定变量的变化情况，据此考察政策变量对政策结果的影响方向和程度，得出政策实施的“净效果”。本文将依据双重差分方法设定如下基准模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_{it} + \alpha_2 Time_{it} + \alpha_3 Treated_{it} \times Time_{it} + \alpha_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： Y_{it} 为区域 i 在年份 t 的绿色发展水平。 $Treated$ 为组别虚拟变量，当区域 i 实施重金属污染耕地治理时为实验组， $Treated$ 取值为 1，否则为控制组，取值为 0。本文设定实施重金属污染耕地修复综合治理试点的长沙、株洲和湘潭 3 个城市取值为 1，未实施试点的其他城市取值为 0。 $Time$ 为时间虚拟变量，政策实施前 $Time$ 取值为 0，政策实施后取值为 1。长株潭地区于 2014 年开展试点，将 2014 年及之后年份设定为 1，2014 年之前为 0。 $Treated \times Time$ 为实验组和实验期变量的交互项，是 DID 估计方法的重点，也是本文的核心解释变量，用来描述重金属污染耕地治理对区域绿色发展状况的“净效果”影响。若其系数 α_3 显著大于 0，则说明重金属污染耕地治理促进了区域绿色发展，反之则说明降低了区域绿色发展。 X_{it} 表示其他可能影响重金属污染耕地治理效果的控制变量。参照已有研究^[21~24]，选取农村经济发展水平 (RE)、技术创新能力 (TI)、农村教育重视程度 (AE) 和耕地资源禀赋 (CE) 4 个指标，分别用农民人均纯收入 (元)、各区域环境保护领域高新技术总产值 (亿元)、各地区农村教育投入 (亿元) 和农村居民人均耕地面积 (hm^2 /人) 表示。 α_0 为常数项， α_1 、 α_2 、 α_3 和 α_4 是相应变量的回归系数。 ε_{it} 为随机误差项。

2.2 SBM-Undesirable 模型

目前学者们在测度农业绿色生产率时普遍根据投入产出原理构建“投入+期望产出+非期望产出”的测度体系。其中，投入主要是农业生产过程中的各类生产要素，期望产出主要指产出的经济和社会效益，非期望产出则主要是对区域绿色发展产生负面影响的环境污染要素。SBM-Undesirable 模型契合了农业生产系统多投入与多产出、期望产出与非期望产出并存的特征，在农业绿色生产率领域具有较强的适用性和先进性。该方法的基本原理是，假定有 n 个决策单元(DUM)，定义投入变量、期望产出和非期望产出的矩阵分别为 $X=[x_1, \dots, x_n] \in R^{n \times n}$, $Y^g=[yg11g, \dots, ygnng] \in R^{s1 \times n}$, $Y^b=[yb11b, \dots, ybnbn] \in R^{s2 \times n}$ ，其中， $X>0, Y^g>0, Y^b>0$ 。定义生产可能性集 $P=\{(x, y^g, y^b) | x \geq X\lambda, y^g \geq Y^g\lambda, y^b \geq Y^b\lambda, \sum \lambda = 1\}$ 。构建规模报酬可变的 SBM-Undesirable 模型：

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right)}$$

$$s. t. \begin{cases} x_0 - X\lambda - s^- = 0 \\ y_0^g - Y^g\lambda + s^g = 0 \\ y_0^b - Y^b\lambda - s^b = 0 \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \sum \lambda = 1 \end{cases} \quad (2)$$

式中： s^- 、 s^g 、 s^b 分别表示投入、期望产出和非期望产出的松弛变量； r 表示产出的个数； λ 表示权重向量； $\sum \lambda = 1$ 表示规模报酬可变。 $\rho \in [0, 1]$ ，当且仅当 $\rho = 1$ 时 DUM 位于效率前沿。

参照已有研究成果^[25~27]，本文构建包含投入、期望产出和非期望产出的农业绿色生产率测度指标体系。投入指标包括农作物播种面积(万/hm²)、农业从业人员(万人)、地方财政科学技术支出(万元)。其中，农作物播种面积表示土地投入，农业从业人员表示劳动投入，地方财政科学技术支出表示资本投入，但该指标在一定程度上也能反映技术投入状况。期望产出包括经济方面的农业总产值(万元)和社会方面的粮食总产量(万 t)。Kuosmanen^[28]将农业特定的环境污染界定为氮磷流失和碳排放，因此，本文将氮磷流失量(万 t)和农业碳排放(万 t)作为非期望产出。参考展进涛等^[25]的研究，氮磷流失量的测算公式为：

$$E_1 = \sum E_m = \sum (G_m \times \theta_m) \quad (3)$$

式中： G_m 和 θ_m 分别表示氮肥或磷肥的施用量和流失率。

参照卢新海等^[29]的研究，碳排放的测算公式为：

$$E_2 = \sum E_i = \sum (T_i \times \delta_i) \quad (4)$$

式中： T_i 和 δ_i 分别表示各碳排放源的原始量与碳排放系数，选取化肥、农药、农膜、农机、翻耕、灌溉作为碳源，碳排放系数则参照李波等^[30]、West 等^[31]的研究，分别为 0.8956kg/kg、4.9341kg/kg、5.18kg/kg、0.18kg/kW、312.6kg/km²、20.476kg/hm²。

2.3 数据来源及处理

2007 年 5 月，中国启动第一次全国污染源普查，首次对中国重金属污染现状进行详细调查，因此本文以 2007 年为研究起点。同时，考虑数据的可获得性，将研究时间设定为 2007~2017 年。研究基础数据主要来源于 2008~2018 年的《湖南统计年鉴》和《湖南农村统计年鉴》，部分数据以各地市当年度国民经济与社会发展统计公报为补充。考虑湘西土家族苗族自治州数据缺失

严重, 对该区域予以剔除。对于受价格波动影响的变量, 如地方财政科学技术支出、农业总产值、农民人均纯收入、环境保护领域高新技术总产值¹、农村教育投入², 在实证分析时, 根据《湖南统计年鉴》提供的 2007~2017 年各地市居民消费价格指数和总产出价格指数对数据进行平减, 折算为 2007 年不变价。

3 结果分析

3.1 区域绿色发展的现实特征

借助 DEA-SOLVERPro5.0 软件测算得到基于 SBM-Undesirable 模型的湖南省 2007~2017 年农业绿色生产率结果。总体来看, 湖南省农业绿色生产率在研究期内呈“先下降-后上升”的扁平“V”型结构, 平均效率指数由 2007 年的 0.977 变化为 2017 年的 0.962, 且以 2013 年为界, 表现出明显的阶段性特征。2007~2013 年, 湖南省平均农业绿色生产率呈波动下降态势, 并于 2013 年达到整个样本期的最低水平 0.629, 随后开始触底反弹, 在经历 2015 年的大幅增长后呈现稳定增长趋势。就空间格局而言, 湖南省各地级市绿色发展水平存在明显差异。研究期内, 长沙和岳阳呈小幅波动变化趋势, 农业绿色生产率均值皆高于 0.9, 呈良好态势; 郴州和益阳呈明显下降趋势, 农业绿色生产率均值皆低于 0.7, 有较大提升空间; 其余 9 市农业绿色生产率均呈明显的“V”型结构发展趋势。其中, 长沙、株洲、岳阳、常德、张家界、永州、怀化和娄底 8 市的农业绿色生产率在研究期内大多数年份都为 1, 构成全省农业绿色生产率的前沿面, 说明其农业生产系统内部要素相对匹配协同得当, 形成投入、期望产出与非期望产出的动态良性循环。本文重点关注的长沙、株洲和湘潭三市的农业绿色生产率也基本呈“先下降, 后上升”发展趋势, 均在 2014 年出现大幅度攀升并在次年达到 1, 连续三年维持在效率最优前沿面。这一特征初步反映了重金属污染耕地治理对长株潭地区绿色发展效应具有积极影响, 但仍需进一步的检验。

3.2 平行趋势假设检验

采用 DID 方法的基本前提是满足平行趋势假设, 即如果没有政策对实验组产生的冲击(反事实), 实验组和控制组结果变量的变化趋势不应随时间推移存在系统性差异。根据 Liu 等^[32]的研究, 本文对实验组(接受重金属污染耕地修复综合治理试点的区域)和控制组(未接受试点的区域)的绿色发展水平进行检验。如图 1 所示, 在 2014 年开展重金属污染耕地修复综合治理试点实施之前, 实验组和控制组的农业绿色生产率变化趋势基本一致, 满足共同趋势假定, 可进行进一步的分析。

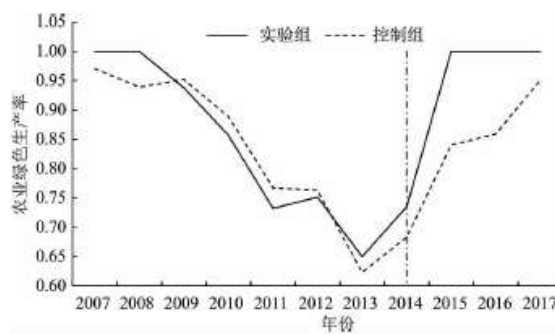


图 1 平行趋势假设检验

3.3 DID 基准回归结果分析

表 2 给出了重金属污染耕地治理对区域绿色发展的回归结果。其中, 模型 I 仅控制时间和区域的差异而未加入控制变量, 其交互项的系数并不显著。模型 II 在模型 I 的基础上增加控制变量, 模型拟合优度有所提高, 核心解释变量 Treated×Time 的

回归系数为 0.177 且在 1%的水平上显著，表明控制其他因素影响的条件下，重金属污染耕地治理使得区域绿色发展水平显著提升了 17.7%，这一结果与前文的理论分析相吻合。

表 2 重金属污染耕地治理对区域绿色发展影响的 DID 模型估计结果

解释变量	未加入控制变量	加入控制变量
	模型 I	模型 II
Treated×Time	0.097 (0.065)	0.177*** (0.066)
Treated	0.004 (0.043)	0.197*** (0.416)
Time	-0.010 (0.037)	0.105** (0.444)
RE		-0.00007*** (0.000009)
TI		0.024*** (0.005)
AE		0.000002 (0.000002)
CE		1.438** (0.614)
Constant	0.843*** (0.020)	0.961*** (0.069)
N	143	143
R ²	0.023	0.305

从控制变量回归结果来看，除农村教育重视程度外，其它控制变量均在 1%和 5%的水平上显著。具体而言：(1)农村经济发展水平 (RE) 对区域绿色发展的影响系数显著为负，说明其对区域绿色发展产生了抑制作用。可能的原因是，农民人均纯收入越高，该区域农村劳动力向城市转移的程度越高，致使农村部分人才流失，农村剩余劳动力的生态环境保护意识和能力相对较差，进一步弱化了耕地生态系统的生产能力，给农村生态环境带来严重的污染压力。(2)技术创新能力 (TI) 的系数显著为正，表明技术创新能力的提升促进了区域绿色发展水平。如前所言，技术创新是降低土壤重金属元素浓度、改良土壤肥力、恢复生态环境的有效手段之一，对区域绿色发展具有积极且稳定的促进作用。(3)农村教育重视程度 (AE) 的回归系数近似于 0 且不显著。理论上，农村教育重视程度越高，农户参与重金属污染耕地治理的绿色发展意识越强，越有利于区域绿色发展水平的提升。该结果与理论预期不一致，可能是因为现阶段农村教育重视程度仍处于较低水平，未能发挥其对重金属污染耕地治理的智力支持作用，对区域绿色发展的贡献仍较为有限。(4)耕地资源禀赋 (CE) 对绿色发展水平的影响显著为正且最强烈，表明人均耕地面积给区域绿色发展产生正面影响。究其原因，一方面可能是因为人均耕地面积的增加有利于缓解人地矛盾和耕地压力，另一方面人均耕地面积增加会推动规模经营，同时也更有利于污染物的无害化处理和有效利用，对区域绿色发展产生促进作用。

3.4 反事实检验

在估计重金属污染耕地治理影响区域绿色发展的过程中，不可避免地会受到其他因素的干扰，从而高估或者低估重金属污染耕地治理政策的效应。

为识别和解决这一问题，本部分将选用时间安慰剂和地区安慰剂两种反事实分析手段对实证结果进行稳健性检验(表 3)。一

是参照刘瑞明和赵仁杰的思路^[33],构造虚假的外生政策冲击时间。假定长株潭地区设立国家级重金属污染耕地修复综合治理试点的年份统一提前,若此时核心解释变量 $Treated \times Time$ 仍显著为正,则说明区域绿色发展很可能来自于其他因素,而不是重金属污染耕地治理,反之,说明区域绿色发展是来自重金属污染耕地治理的贡献,从而客观验证了上文估计结论的稳健性。本文选取政策实施之前的中间年份,即 2009 和 2011 年构建虚假的政策冲击。二是参照盛丹等^[34]的做法,构造虚假的重金属污染耕地修复综合治理试点区域来进行地区安慰剂检验。假定与长株潭地区毗邻的衡阳、益阳、岳阳是实验组,湖南省内的其他城市是控制组,如果估计结果显著,说明区域绿色发展并不是由重金属污染治理带来的,反之则说明上文 DID 方法得出的结论是有效的。

表 3 反映的是反事实检验分析结果。模型 III、IV 分别是提前 5 年(2009 年)、提前 3 年(2012 年)的时间安慰剂检验结果,模型 V 则是地区安慰剂检验结果。从表 3 可看出 3 个模型的系数皆不显著,意味着虚假外生政策冲击时间和虚假实验组的重金属污染耕地治理对区域绿色发展的提升没有影响,这在一定程度上支持了结果的稳健性。

表 3 反事实检验分析结果

解释变量	时间安慰剂检验		地区安慰剂检验
	模型 III	模型 IV	模型 V
$Treated \times Time$	-0.005 (0.047)	0.043 (0.060)	-0.058 (0.061)
Treated	0.110*** (0.033)	0.043 (0.042)	-0.020 (0.036)
Time	-0.125*** (0.032)	-0.167*** (0.033)	0.047 (0.045)
RE	-0.00004*** (0.000008)	-0.00003*** (0.000009)	-0.00003*** (0.000007)
TI	0.023*** (0.005)	0.019*** (0.005)	0.022*** (0.005)
AE	-0.000001 (0.000002)	-0.0000003 (0.000002)	-0.000004** (0.000002)
CE	2.071*** (0.579)	2.367*** (0.553)	1.194* (0.624)
Constant	0.924*** (0.066)	0.825*** (0.062)	0.954*** (0.070)
N	143	143	143
R ²	0.275	0.323	0.171

4 结论与政策启示

4.1 主要结论

(1) 重金属污染耕地治理是修复受损耕地利用系统,促进区域绿色发展的有效政策工具。重金属污染耕地治理是响应生态文明建设和绿色发展理念的重要实践,在一系列治理政策和措施的作用下,受污染耕地利用系统的功能得以恢复,为区域发展增添绿色动能,进而直接或间接提升区域绿色发展水平。本文分别从绿色政策供给、绿色技术创新、绿色资金支持和绿色红利外溢 4 个方面阐述了重金属污染耕地治理对区域绿色发展的影响,据此构建了重金属污染耕地治理促进区域绿色发展的理论分析框架,是科学认识绿色发展理念下重金属污染耕地治理工作的有益探索,也是深化相关实践安排的理论基础。

(2)长株潭地区重金属污染耕地治理显著促进了本区域的绿色发展。长株潭地区是全国资源节约型和环境友好型社会建设综合配套改革试验区,也是全国唯一的国家级重金属污染耕地修复综合治理试点区域,其治理效果将直接影响重金属污染耕地治理的政策方向。本文根据耕地在农业生产中的重要作用,选取农业绿色生产率表征区域绿色发展水平,并利用SBM-Undesirable模型对湖南省各地级市的绿色发展状况进行测度,发现研究期内,湖南省农业绿色生产率总体呈“先下降-后上升”发展趋势,由2007年的0.977变化为2017年的0.962,且表现出明显的阶段特征和区域差异。在此基础上,以长株潭地区重金属污染耕地修复综合治理试点为准自然实验,运用DID方法定量揭示了重金属污染耕地治理对区域绿色发展的“净效果”影响,发现湖南省长株潭地区2014年开始的重金属污染耕地治理实践对区域绿色发展产生了17.7%的显著贡献,该实证结果通过了平行趋势假设检验和反事实检验。

(3)重金属污染耕地治理对区域绿色发展的促进效应受到农村经济发展水平、技术创新能力和耕地资源禀赋的影响。在治理的大背景下,受损耕地利用系统借助外部各种能量输入和自身调节能力不断恢复生产性能,同时也会适时向外界反馈各类信息。由此,形成一个“治理—反馈—再调整”的循环工作系统,系统的有效运行会受到污染耕地自身和其他外界因素的干扰。本文在已有研究的基础上,分别选取农村经济发展水平、技术创新能力、农村教育重视程度和耕地资源禀赋为控制变量。研究发现耕地资源禀赋和技术创新能力均能够显著提高区域绿色发展水平,但后者作为治理的重要情境因素,所发挥的作用远低于前者这一客观条件。农村经济发展水平对区域绿色发展产生显著的消极影响,农村教育重视程度则不具有统计学意义。

4.2 政策启示

重金属污染耕地治理兼具“生态修复”和“民生保障”特性,而且治理过程具有复杂性和长期性。尽管长株潭地区重金属污染耕地治理实践取得了较好的绿色发展效果,但是该政策具有试点性质,一方面试点本身有助于地方政府降低重金属污染耕地治理中的政策创新和制度变迁风险,另一方面试点区域中往往存在一些不具备典型性的因素,如长株潭地区经济发展水平较高、基础治理条件优越等,可能导致重金属污染耕地治理效果存在外在误差,产生后续政策推广的可复制性风险。为更好地保持、提升重金属污染耕地治理的绿色发展效应,培育乡村振兴和经济发展的绿色动能,应根据国家治理现代化的基本要求,完善重金属污染耕地治理体系,提升重金属污染耕地治理能力,使其治理经验能为更多地区所借鉴。

在完善重金属污染耕地治理体系方面,一方面要立足中国国情并根据世界发展潮流,加强重金属污染耕地治理的顶层设计,在宏观上把握好新时代背景下重金属污染耕地治理的价值取向和战略地位,战略谋划耕地利用制度改革及国家重金属污染耕地治理的路线图和任务表。另一方面要有重点、有步骤、有策略地扩大重金属污染耕地治理试点范围,在具体实践中检验治理体系的效能,并及时总结先进治理经验和存在的问题,及时将优秀的地方治理创新做法上升为国家制度,动态调整、完善重金属污染耕地治理制度体系,形成一套紧密相连、相互协调的重金属污染耕地治理制度框架。

在提升重金属污染耕地治理能力方面,首先要发挥政府治理主体作用,一方面通过强化政府治理监督和问责机制,保障其治理政策制定的科学性和执行的有效性,另一方面通过搭建重金属污染耕地治理合作平台,充分发挥绿色红利的外溢效应,区域间协同配合以提升治理实效。其次要发挥市场在资源配置中的决定性作用,一方面通过竞标形式引入市场主体参与治理,弥补治理资金缺口,另一方面把握经济发展能有效驱动区域绿色发展的现实契机,提升治理效率。再次是重视农户参与,通过补贴政策、专项资金有效激励农户参与治理,并通过教育培训提升其对耕地绿色利用与修复的认知。最后是强化技术研发,将重金属污染治理技术研发纳入国家科技创新体系,充分挖掘污染治理科研潜力,并有机融合到重金属污染耕地治理实践以促进区域绿色发展。

参考文献:

- [1]王勇,李海英,俞海.中国省域绿色发展的空间格局及其演变特征[J].中国人口·资源与环境,2018,28(10):96-104.

-
- [2]宋妍, 张明. 公众认知与环境治理: 中国实现绿色发展的路径探析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(8):161-168.
- [3]潘家华. 绿色发展改变中国 [N]. 人民日报. 2018-7-29.
- [4]郑海霞, 封志明. 中国耕地总量动态平衡的数量和质量分析 [J]. 资源科学, 2003, 25(5):33-39.
- [5]中国地质调查局. 中国耕地地球化学调查报告 [R]. 北京: 自然资源部, 2015.
- [6]CHERFI A, ACHOUR M, CHERFI M, et al. Health risk assessment of heavy metals through consumption of vegetables irrigated with reclaimed urban wastewater in Algeria[J]. Process Safety and Environmental Protection, 2015, 98:245-252.
- [7]BEESLEY L, INNEH O S, NORTON G J, et al. Assessing the influence of compost and biochar amendments on the mobility and toxicity of metals and arsenic in a naturally contaminated mine soil [J]. Environmental Pollution, 2014, 186:195-202.
- [8]RAI P K, LEE S S, ZHANG M, et al. Heavy metals in food crops: Health risks, fate, mechanisms, and management [J]. Environment International, 2019, 125:365-385.
- [9]米艳华, 雷梅, 黎其万, 等. 滇南矿区重金属污染耕地的植物修复及其健康风险 [J]. 生态环境学报, 2016, 25(5):864-871.
- [10]魏祥东, 邹慧玲, 铁柏清, 等. 种植模式对南方旱地重金属含量及其迁移规律的影响 [J]. 农业环境科学学报, 2015, 34(6):1096-1106.
- [11]薛涛, 廖晓勇, 王凌青, 等. 农艺强化措施治理稻田镉污染的效果评价 [J]. 农业环境科学学报, 2018, 37(7):1537-1544.
- [12]谢花林, 翟群力, 卢华. 我国耕地轮作休耕制度运行中的监督机制探讨 [J]. 农林经济管理学报, 2018, 17(4):455-462.
- [13]景维民, 张慧君. 制度转型与国家治理模式重构: 进程、问题与前景 [J]. 天津社会科学, 2009(1):74-84, 95.
- [14]郝亮, 李颖明, 张丛林, 等. 耕地重金属污染治理政策与利益相关者互馈机制实证研究——基于某试点区的调研 [J]. 中国环境管理, 2018, 10(4):21-27.
- [15]李颖明, 王旭, 郝亮, 等. 重金属污染耕地治理技术: 农户采用特征及影响因素分析 [J]. 中国农村经济, 2017(1):58-67, 95.
- [16]崔晓, 张屹山. 中国农业环境效率与环境全要素生产率分析 [J]. 中国农村经济, 2014(8):4-16.
- [17]吴春梅, 翟军亮. 转型中的农村公共产品供给决策机制 [J]. 求实, 2010(12):111-115.
- [18]王浦劬, 赖先进. 中国公共政策扩散的模式与机制分析 [J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2013, 50(6):14-23.
- [19]刘柯杰. 知识外溢、产业聚集与地区高科技产业政策选择 [J]. 生产力研究, 2002(1):97-98, 106.

[20]CARD D, KRUEGER A B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania [J]. The American Economic Review, 1994, 84(4): 772-793.

[21]杨骞, 王珏, 李超, 等. 中国农业绿色全要素生产率的空间分异及其驱动因素 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(10): 21-37.

[22]聂弯, 于法稳. 农业生态效率研究进展分析 [J]. 中国生态农业学报, 2017, 25(9): 1371-1380.

[23]曹俊文, 曾康. 低碳视角下长江经济带农业生态效率及影响因素研究 [J]. 生态经济, 2019, 35(8): 115-119, 127.

[24]洪开荣, 陈诚, 丰超, 等. 农业生态效率的时空差异及影响因素 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2016, 15(2): 31-41.

[25]展进涛, 徐钰娇, 葛继红. 考虑碳排放成本的中国农业绿色生产率变化 [J]. 资源科学, 2019, 41(5): 884-896.

[26]李波. 我国农地资源利用的碳排放及减排政策研究 [D]. 武汉: 华中农业大学, 2011.

[27]潘丹, 应瑞瑶. 中国农业生态效率评价方法与实证——基于非期望产出的 SBM 模型分析 [J]. 生态学报, 2013, 33(12): 3837-3845.

[28]KUOSMANEN T. Green productivity in agriculture: A critical synthesis [R]. Finland: Helsinki Aalto University Technical Report, 2013.

[29]卢新海, 匡兵, 李菁. 碳排放约束下耕地利用效率的区域差异及其影响因素 [J]. 自然资源学报, 2018, 33(4): 657-668.

[30]李波, 张俊飏, 李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解 [J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(8): 80-86.

[31]WEST T O, GREGG M. A synthesis of carbon sequestration, carbon emissions, and net carbon flux in agriculture: Comparing tillage practices in the United States [J]. Agriculture, Ecosystems and Environment, 2002(91): 217-232.

[32]LIU M, SHADBEGIAN R, ZHANG B. Does environmental regulation affect labor demand in China evidence from the textile printing and dyeing industry [J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2017(86): 277-294.

[33]刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证 [J]. 管理世界, 2015(8): 30-38.

[34]盛丹, 张慧玲. 环境管制与我国的出口产品质量升级——基于两控区政策的考察 [J]. 财贸经济, 2017, 38(8): 80-97.

注释:

1 参照文献[23], 各区域环境保护领域高新技术总产值=省环境保护领域高新技术总产值/省 GDP 总产值×各地市 GDP.

2 参照文献[24], 各地区农村教育投入=各区域农林水事务支出/各区域财政支出×各地区教育支出.