

环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响研究

黄磊¹ 吴传清^{2, 3, 41}

(1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715;

2. 西南大学 经济研究中心, 重庆 400715;

3. 武汉大学 中国发展战略与规划研究院, 湖北 武汉 430072;

4. 武汉大学 区域经济研究中心, 湖北 武汉 430072)

【摘要】：基于 2011~2016 年长江经济带 110 个地级及以上城市面板数据,从环境规制对工业绿色发展效率的作用机理出发,采用空间杜宾模型探究环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响效应。研究发现:环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率影响整体呈先抑制后促进的“U 型”特征,绿色引导效应凸显需经历一定时期;环境规制对工业绿色发展效率的促进作用具有显著的地区异质性,整体呈下游、上游、中游地区梯度递减格局,且中游地区始终以成本约束效应为主;环境规制会导致污染型产业在长江经济带内城市间扩散转移,以中下游地区尤为突出,上游地区环境治理力度较弱而不足以影响企业迁移决策。进一步提升长江经济带城市工业绿色生产能力,应强化工业污染协同治理,提升环境政策精准性,加快绿色技术创新研发应用。

【关键词】：环境规制 绿色发展效率 空间杜宾模型

【中图分类号】:F427 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1004-8227(2020)05-1075-11

长江经济带作为新时期我国经济发展的战略支撑带,在稳定经济增长、创新驱动产业转型升级、推动经济高质量发展中发挥着重要作用。然而长江经济带在高速增长过程中引发的环境问题愈益突出,资源能源消耗速率高企,雾霾空气污染加剧,重化工围江围湖围城形势严峻,严重制约长江经济带高质量,加快绿色发展迫在眉睫。2016 年 1 月,习近平总书记在重庆召开长江经济带发展座谈会,提出“要把修复长江生态环境摆在压倒性位置,共抓大保护,不搞大开发”。2017 年 7 月原国家环保部等三部委出台的《长江经济带生态环境保护规划》指出“长江经济带仍未摆脱传统经济发展方式,要用改革创新的办法抓好长江生态保护工作”。工业作为污染生产的主要来源,是推动长江经济带绿色高质量发展的重点领域,习近平总书记在 2018 年 4 月召开的深入推动长江经济带发展座谈会上强调“必须破解沿江工业无序发展难题”。国家高度重视长江经济带环境治理工作,以工业为抓手,

作者简介：黄磊(1991-),男,博士,讲师,主要研究方向为城市与区域经济, E-mail:huanglei2051@163.com;吴传清 E-mail:wcq501@163.com。

基金项目：国家社会科学基金(19BJL061);重庆市社会科学规划博士项目(2019BS050);重庆市社会科学规划青年项目(2017QNJJ12);西南大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(SWV1909773);西南大学决策咨询研究项目(19SWVJCZXA9)。

通过加强环境保护推动长江经济带生态文明建设和经济高质量发展。那么环境规制对长江经济带工业绿色发展究竟产生了何种影响?是抑制还是促进?该如何加快推进长江经济带工业绿色发展?

学术界关于环境规制对绿色发展影响效应的研究主要集中在 3 个维度: (1) 探讨环境规制对污染排放的作用关系, 研究环境规制是否具有减排效应; (2) 分析环境规制与绿色生产率的内在关系, 研究环境规制能否促进生产效率提升; (3) 探究环境规制对绿色技术创新的影响关系, 识别环境规制“波特假说”是否存在。

关于环境规制对污染排放影响的研究主要集中于探讨环境规制的污染减排效应存在性^[1]。绿色发展缘起于污染排放造成的环境问题, 环境规制的首要目标即是削减污染排放, 实现生产过程清洁化。多数研究表明环境规制能够削减污染排放^[2], 但减排效果与环境规制类型密切相关, 以提升企业清洁生产内在动力为导向, 市场激励型环境规制的减排效应优于行政命令型, 后者往往会造成效率损失^[3]。随着区域间联系愈益密切, 要素流动性加快, 在经济增长驱动下, 环境规制可能存在“逐底竞争”现象, 不仅未能有效降低污染排放, 甚至会造成污染型产业向外转移而使得污染扩散^[4]。一般综合微观数据和宏观数据反映环境规制和污染排放, 研究工具以传统面板、系统 GMM、差分估计、空间计量模型为主。

关于环境规制对绿色生产率影响的研究主要集中于分析环境规制与绿色经济效率、绿色全要素生产率、绿色增长指数的内在关系^[5]。立足波特假说, 检验环境规制带来的创新补偿效应是否大于治理成本, 能够提高生产效率, 强化环境治理的内生性, 增强绿色生产能力。由于全要素生产率为所有生产要素的综合生产率而备受关注, 侧重分析环境规制对省域尺度区域绿色全要素生产率和全国尺度工业绿色全要素生产率影响效应^[6]。研究方法以包含非期望产出的改进的数据包络分析 DEA 模型、空间计量模型、面板门槛模型、Tobit 模型、PSM-DID 为主。一般表明环境规制对生产率的影响具有不确定性, 与环境规制类型、环境规制强度、研究时段、研究区域、产业排污属性有关, 或呈现出线性关系、或呈“U 型”关系、或呈倒“U 型”关系、或呈门槛特征^[7], 生产率变化与污染治理效果具有一定的耦合性。

关于环境规制对绿色技术创新影响的研究主要集中于厘清环境规制对绿色技术进步、绿色技术创新能力、绿色技术创新效率的作用效果^[8]。立足于波特假说前半段, 探究环境规制能否激发企业加强绿色研发投入, 提升绿色生产技术, 增强绿色发展的技术支撑。多数研究表明环境规制绿色技术创新效果与波特假说存在差距, 市场型与自愿型环境规制偏向增强绿色创新动力^[9], 但行政处罚式环境规制则会削减企业绿色研发投入, 无法有效刺激绿色技术创新^[10], 过高的环境规制力度会导致污染型产业外溢, 抑制周边地区生产技术向绿色方向转型^[11]。关于绿色技术创新的衡量方式尚未统一, 或直接使用总体技术创新替代绿色技术创新, 或将全社会环境非期望产出归咎于创新过程, 未能有效区分绿色技术创新^[12]。

综观学术界关于环境规制对绿色发展影响的研究成果, 已形成较为系统的研究体系。但仍有亟待拓展之处: 一是关于环境规制对绿色发展的作用机理梳理趋于碎片化, 未能理清二者的内在作用机制, 而这恰是探讨二者关系的逻辑起点; 二是对环境规制与工业绿色发展效率的研究较少, 侧重分析环境规制与区域/工业绿色全要素生产率, 而绿色发展效率是绿色全要素生产率的内在驱动力, 在效率变革下, 应强化环境规制与工业绿色发展效率分析; 三是对环境规制与长江经济带工业绿色发展问题关注不够, 特别是区域空间更为精细的城市单元工业绿色发展效率研究较少, 研究结论的针对性和战略性有待提升。基于此, 本文将从理论上理清环境规制对工业绿色发展效率的影响机理并提出理论假说, 从上中下游地区视角, 采用空间计量模型深入探讨环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响效应, 提出提升长江经济带工业绿色发展内生动力的针对性对策建议。

1 环境规制对工业绿色发展效率的影响机理

环境规制能有效地规范约束企业生产和排放行为, 影响企业生产能力, 因规制企业经济条件和创新能力差异, 对企业绿色生产效率影响效应应具有不确定性, 须理清二者的内在作用机理。环境规制对工业绿色发展效率的作用机理可总结为 3 种效应:

(1) 成本约束效应。企业对环境规制的反应存在一定的适应期, 在短期内, 企业只能在环境规制约束下被动调整生产活动, 通

过削减产量以控制污染排放总量,并加大污染排放治理投入以改善生态环境质量。面临严格的环境规制时,考虑到环境污染的弱可处置属性,在既定生产技术条件下,企业无法同时实现减排与增产,或直接购置引进环保生产设备、污染排放配额,或减少工业产出总量,导致生产成本上升、产品收益下降。环境规制相当于给企业额外征收一项环境税,使得企业特别是抗风险能力较弱的中小企业生产效率降低。当企业形成增强环境管控预期时,在短期内企业尚可以承受为抵消环境规制带来的生产成本上升,但为抵御更为严格的污染管制政策,高排放、高污染工业企业可能加快工业产能扩张,特别是在环境政策发布日期到实施日期时段内,工业污染排放可能会大幅增加,造成环境规制“绿色悖论”。所以在短期内,环境规制倾向增加企业生产成本,甚至可能会导致污染排放加剧,不利于增强工业绿色发展内生性^[13]。

H1:环境规制在短期内会加剧工业企业成本,降低企业生产效率,对企业绿色发展能力提升具有抑制作用。

(2)绿色引导效应。在长期内,工业企业则可根据环境规制导向积极主动调整生产经营决策,投入更多资源以提升企业绿色生产技术,增强企业产品绿色科技含量,从而提升企业的绿色发展能力^[14]。工业企业在逐步加强的环境规制压力下,会加快先进绿色生产技术、生产设备和管理模式的研发引进与应用推广,推动传统高耗能、高排放、高污染产业创新驱动绿色转型升级,培育壮大绿色先进制造业,增强工业绿色发展内生性。对于无法适应强环境规制的高排放低效益的工业企业则面临“关停并转”,其在市场中的污染排放效应会逐步减弱。同时政府在强化环境污染排放管控时,也会对企业绿色发展给予一定的配套政策支持,降低工业污染排放达标企业环境税费,鼓励发展绿色金融、绿色信贷、绿色债券,削减节能环保企业融资费率,引导工业企业不断提升绿色生产能力。所以在长期加强环境规制对增强工业企业绿色发展内生性可能具有较强的激励与引导作用。

H2:环境规制长期内存在绿色引导效应,推动企业加快绿色转型升级,对工业企业绿色生产能力提升具有推动作用。

(3)污染扩散效应。污染排放较高的工业企业对环境规制的适应能力较差,因自身盈利能力和创新基础不强,无法承担购置绿色生产设备和污染治理的成本加成,面临关闭和转移的权衡取舍。为延展生命周期,维持企业盈利能力,往往会选择就近转移,规避环境规制约束,降低企业迁移的运输成本,最大程度保住原有市场份额。承接地一般与转出区存在较大的经济发展梯度差,工业发展基础相对薄弱,面临较大的经济增长和就业稳定压力。承接地对企业污染排放管理相对较为宽松,当地政府招商部门甚至会主动引进部分发达地区丧失比较优势的传统工业至当地工业园区,并给予相应的税收、土地、利率优惠政策,以迅速借力推动本地区经济增长。迁出地工业企业在环境规制约束下不得不向外迁移,而迁入地政府便利的基础设施和宽松的政策环境提供了良好的入驻条件,迁出供给与迁入需求相互匹配。高耗能、高排放、高污染型传统工业企业可能大规模向周边地区转移,造成工业污染加速扩散,对承接地工业绿色发展产生不利影响^[15]。

H3:环境规制会导致高耗能产业转移,并伴随有严重的污染迁移,对承接地工业绿色发展存在负向溢出效应。

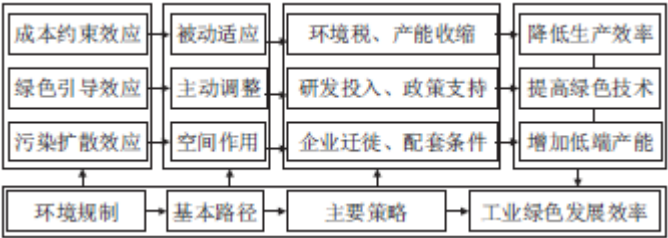


图 1 环境规制对工业绿色发展效率影响的作用机制

2 模型构建、变量说明与数据来源

2.1 模型构建

上述理论分析表明环境规制对工业绿色发展效率的影响可能存在空间溢出效应,因此采用空间计量模型作为探究环境规制对长江经济带工业绿色发展效率影响的分析工具。参考 Elhorst^[16]研究成果,以包含内生空间交互效应和误差项空间交互效应的空间杜宾模型为基准,通过 Wald 检验和 LR 检验判断是否存在空间效应及具体类型。若存在空间效应,则进一步根据空间效应类型选择适宜的面板空间模型,并分解环境规制的直接效应、间接效应、总效应;若不存空间效应,则直接使用普通面板回归模型。

面板空间杜宾模型 SDM:

$$\begin{aligned} EIGD_{it} = & \alpha_i + \delta \sum_{j=1}^{110} w_{ij} EIGD_{jt} + environment_{it} * \beta_1 + \\ & environment_{it}^2 * \beta_2 + X_{it} \beta_3 + \\ & \sum_{j=1}^{110} w_{ij} environment_{jt} * \theta_1 + \\ & \sum_{j=1}^{110} w_{ij} environment_{jt}^2 * \theta_2 + \\ & \sum_{j=1}^{110} w_{ij} X_{jt} * \theta_3 + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

面板空间滞后模型 SLM:

$$\begin{aligned} EIGD_{it} = & \alpha_i + \delta \sum_{j=1}^{110} w_{ij} EIGD_{jt} + environment_{it} * \beta_1 + \\ & environment_{it}^2 * \beta_2 + X_{it} \beta_3 + u_i + \\ & v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

面板空间误差模型 SEM:

$$\begin{aligned} EIGD_{it} = & \alpha_i + environment_{it} * \beta_1 + environment_{it}^2 * \beta_2 + \\ & X_{it} \beta_3 + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = & \lambda \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

传统面板回归模型 OLS:

$$\begin{aligned} EIGD_{it} = & \alpha_i + environment_{it} * \beta_1 + environment_{it}^2 * \beta_2 + \\ & X_{it} \beta_3 + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式中: $W=(W_{ij})_{110 \times 110}$ 为空间权重矩阵; δ 为空间自回归系数; λ 为空间自相关系数; X 为控制变量向量; β 为解释变量回归系

数; θ 为解释变量空间滞后项回归系数; u_i 为地区固定效应; v_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项; α_i 为常数项; i 和 t 分别为城市与年份。

2.2 变量说明

被解释变量:工业绿色发展效率(EIGD),采用包含环境非期望产出改进 DEA 模型——全局超效率 EBM 模型测度,详见式(5)。其中工业要素投入采用城市工业单位从业人员(人)、城市规上工业固定资产合计(万元)衡量,工业期望产出采用城市工业增加值衡量,工业环境非期望产出采用工业废水排放量(万 t)、城市工业二氧化硫排放量(t)、城市工业烟(粉)尘排放量(t)衡量。

$$\min \frac{\theta - \varepsilon_x (1 / \sum_{t=1}^T \sum_{m=1}^M \omega_m^-) \sum_{t=1}^T \sum_{m=1}^M \omega_m^- s_m^- / x_{mk}}{\varphi + \varepsilon_y (1 / \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^N \omega_n^+) \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^N \omega_n^+ s_n^+ / y_{nk} + \varepsilon_z (1 / \sum_{t=1}^T \sum_{b=1}^B \omega_b^\times) \sum_{t=1}^T \sum_{b=1}^B \omega_b^\times s_b^\times / z_{bk}} \quad (5)$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{t=1}^T \sum_{r \neq pr=1_r}^Q \lambda_r^t x_{rm}^t + s_m^- = \theta x_k, & \sum_{t=1}^T \sum_{r \neq pr=1_r}^Q \lambda_r^t y_{rm}^t - s_n^+ = \varphi y_k \\ \sum_{t=1}^T \sum_{r \neq pr=1_r}^Q \lambda_r^t z_{rb}^t + s_b^\times = \varphi z_k, & \lambda_r, s_m^-, s_n^+, s_b^\times \geq 0 \end{cases}$$

式中:线性规划求解值即为 EBM 模型超效率值, θ 为径向效率值, $\varepsilon = (\varepsilon_x, \varepsilon_y, \varepsilon_z)$ 为包含径向与非径向效率值的关键参数,当 $\varepsilon = 0$ 时,即为投入导向的 CCR 模型;当 $\theta = \varepsilon = 1$ 时,即为 SBM 模型。M、N、B、T 分别表示工业投入要素、期望产出、非期望产出种数及时期数, $s = (s_m^-, s_n^+, s_b^\times)$ 与 $\omega = (\omega_m^-, \omega_n^+, \omega_b^\times)$ 分别表示对应的松弛变量与权重。

核心解释变量:工业环境规制(environment),参考借沈坤荣等^[15]做法,采用工业二氧化硫去除率和工业烟(粉)尘去除率加权合成。在理论分析可知,短期内环境规制对工业绿色发展效率影响以成本效应为主,之后工业企业逐渐适应环境规制,其绿色引导作用开始凸显,将环境规制一次项与二次项同时纳入模型。

控制变量:参考已有文献在探讨环境规制与绿色发展关系的相关控制变量选取^[8],本文主要选取了 4 项控制变量。一是经济发展(economy),经济发展能够为工业企业绿色转型提供物质基础,提高居民的环保意识并约束企业排污行为,采用各城市实际人均 GDP 衡量(元/人),并将其进行自然对数化处理以减少数据波动性降低异方差性。二是要素禀赋(capital labor),要素禀赋结构若更偏向资本,工业生产技术趋于智能化,注重技术升级以降低资源消耗,加快绿色生产速率,采用工业劳均资产(万元/人)衡量,同样将其自然对数化处理。三是城镇化(urbanization),在城镇化推进中,城镇人口增加的同时城镇建设用地也大幅扩张,土地城镇化会造成城市空间和低端工业产能无序扩张,造成工业要素配置冗余与无谓损失,采用常住人口城镇化率(%)衡量。四是对外开放(opening),加强对外开放有利于引进国外先进生产技术和管理模式,但也可能存在“污染避难所”现象,采用实际利用外资占工业固定资产投资比重(%)衡量。

2.3 数据来源

鉴于 2011 年行政区划与统计口径发生较大改变,规上工业企业标准由年主营业务收入 500 万元提升至 2000 万元,安徽省原地级巢湖市并入合肥市、马鞍山市、铜陵市,贵州省毕节地区、铜仁地区调整为毕节市、铜仁市,为保证样本指标数据前后可比性,将研究初始年份定为 2011 年,研究时限确定为 2011~2016 年。所选用指标数据来自于《中国城市统计年鉴》(2012~2017)、长江经济带沿线 11 省份 2012~2017 年统计年鉴。其中,涉及市场价值的工业固定资产合计、工业增加值、人均 GDP 指标分别采用以 2011 年为基期的全国层面定基工业固定资产投资价格指数、工业增加值平减指数、GDP 平减指数消除物价波动。

本文研究对象为长江经济带 110 个地级及以上城市, 横跨我国东中西部三大经济地带, 上中下游地区差异显著, 环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响应存在显著的地区异质性。遵循《国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》(2014) 的划分标准, 上游地区包括云贵川渝 4 省份 33 个城市, 中游地区包括鄂湘赣 3 省份 36 个城市, 下游地区包括苏浙皖沪 4 省份 41 个城市。采用基于 queen 邻接关系构建空间权重矩阵 W , 若城市 i 与城市 j 在地理空间上具有相邻的边界或顶点, 则 $W_{ij}=1$, 反之则 $W_{ij}=0$, 且 $W_{ii}=0$ 。

3 实证结果分析

Hausman 检验值对应的伴随概率均低于 5% 的显著性水平, 表明时间、空间双固定 SDM 为基准空间模型。而两种空间效应存在性的 Wald 检验值、LR 检验值对应的伴随概率均不低于 5% 的显著性水平, 表明两种空间效应同时存在, 模型无法退化为空间滞后模型、空间误差模型或传统非空间模型。双固定 SDM 为探究环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率影响的最优工具, 模型回归参数见表 1。采用极大似然法估计空间效应模型存在一定偏误, 借鉴 Lee 等^[17]做法, 对模型回归结果进行偏误校正。同时由于模型包含被解释变量空间滞后项, 存在反馈效应, 无法通过解释变量空间滞后项识别空间溢出效应, 参照 Lesage 等^[18]做法, 分解城市工业绿色发展效率影响因素的直接效应和间接效应(表 2)。

3.1 对整体城市工业绿色发展效率影响

环境规制在短期内会抑制长江经济带整体城市工业绿色发展能力提升, 在长期则具有较强促进作用。直接效应一次项回归系数在 5% 的显著性水平下为负, 与假设 1 相符, 强化工业环境管控, 对整体发展极不均衡的长江经济带而言, 部分实力较弱的中小型工业企业短期内无力承担工业污染治理成本而被迫关停并转, 环境效益增加小于生产效益减少, 使得工业绿色发展持续性不足。但二次项回归系数在 10% 的显著性水平为正, 与假设 2 相符, 长期内企业能够调整研发策略, 加强绿色技术创新, 促进生产效率和经济效益提升, 抵消企业技术创新成本和环境治理成本, 从而增强工业绿色发展内生性。与高苇等^[13]研究结论一致, 需经历污染治理阵痛期, 环境规制对长江经济带工业绿色发展的绿色刺激作用方能逐步凸显。

表 1 环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率影响的空间计量回归

变量	整体城市	上游地区城市	中游地区城市	下游地区城市
W*EIGD	0.1405*** (2.6800)	0.1348* (1.6519)	0.1293* (1.7226)	0.0428** (2.4575)
environment	-0.3607** (-2.3090)	-0.4105* (-1.6604)	-0.2559** (-1.9877)	-1.2440*** (-3.1962)
environment ²	0.2079* (1.6845)	0.3373* (1.6524)	0.1860 (0.4104)	0.9171*** (3.4118)
economy	0.3788*** (3.9468)	0.5919*** (3.0549)	-0.0255 (-0.0739)	0.1676 (1.4697)
capitallabor	-0.0169 (-1.3233)	-0.0129 (-0.6277)	-0.0779*** (-3.4015)	0.1159*** (5.5308)
urban	-1.1808*** (-3.6368)	0.1610 (0.1567)	-1.6000* (-1.6828)	-0.6172* (-1.7967)
open	0.5644* (1.7580)	-1.4020 (-1.1252)	1.6775 (1.0802)	-0.1554 (-0.3457)
W*environment	-0.0687** (-2.2155)	-0.1171 (-0.2176)	-0.4963* (-1.9146)	1.0491* (1.7894)
W*environment ²	-0.1187 (-0.4764)	0.1712 (0.3900)	0.1213 (0.2733)	-0.9655* (-1.9470)
W*economy	-0.0639 (-0.3870)	-0.5236* (-1.7029)	1.4852* (1.9018)	-1.0412*** (-4.6194)

W*capitallabor	0.0287 (1.3566)	0.0379 (1.2769)	0.1003** (2.0988)	0.0183 (0.3560)
W*urbanization	-0.7697* (-1.8846)	-3.9507** (-2.2478)	-2.1205 (-1.0922)	3.1504*** (3.3903)
W*opening	0.7712* (1.7165)	-0.3692 (-0.1565)	7.0535* (1.7831)	-0.8869 (-1.1239)
R ²	0.8462	0.8772	0.7984	0.9200
LogL	743.2365	210.0144	238.2181	381.2767
σ^2	0.0074	0.0086	0.0079	0.0032
Wald_spatial_lag	14.0295** [0.0293]	16.8674*** [0.0098]	21.7045*** [0.0014]	34.1143*** [0.0000]
Wald_spatial_err	14.6492** [0.0232]	15.9342** [0.0141]	22.5127*** [0.0010]	32.0373*** [0.0000]
LR_spatial_lag	16.0161** [0.0137]	19.6984*** [0.0031]	26.4616*** [0.0002]	37.5463*** [0.0000]
LR_spatial_err	17.0356*** [0.0092]	19.2225*** [0.0038]	27.5329*** [0.0001]	35.6115*** [0.0000]
Hausman-test	33.5874*** [0.0014]	106.4923*** [0.0000]	36.3967*** [0.0005]	25.4486** [0.0201]

注:括号内为 t 值,中括号内为 p 值;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

表 2 基于邻接空间权重矩阵下环境规制的空间效应

变量		整体城市	上游地区城市	中游地区城市	下游地区城市
直接效应	environment	-0.3656** (-2.2955)	-0.4303* (-1.6592)	-0.2607** (-1.9804)	-1.2418*** (-3.3092)
	environment ²	0.2065* (1.6585)	0.3560* (1.6705)	0.1840 (0.3960)	0.9131*** (3.4867)
	economy	0.3802*** (3.9653)	0.5704*** (3.0708)	0.0269 (0.0776)	0.1596 (1.4811)
	capitallabor	-0.0162 (-1.2728)	-0.0112 (-0.5561)	-0.0761*** (-3.2862)	0.1158*** (5.1949)
	urbanization	-1.2225*** (-3.5775)	-0.0031 (-0.0030)	-1.6704* (-1.7717)	-0.5928* (-1.7456)
	opening	0.5675* (1.9095)	-1.4119* (-1.6507)	1.8968 (1.1852)	-0.1677 (-0.3744)
间接效应	environment	-0.1302** (-2.3644)	-0.1588 (-0.2561)	-0.6043** (-1.9741)	1.0333* (1.7062)
	environment ²	-0.1042 (-0.3733)	0.2122 (0.4174)	0.3560 (0.3100)	-0.9639* (-1.9584)
	economy	-0.0171 (-0.0957)	-0.4971 (-1.5089)	1.6865* (1.8699)	-1.0398*** (-4.4552)
	capitallabor	0.0289 (1.2444)	0.0396 (1.1981)	0.1002* (1.8212)	0.0219 (0.4518)
	urbanization	-1.0142* (-1.7709)	-4.3587** (-2.1934)	-2.5620 (-1.1902)	3.1542*** (3.2761)
	opening	0.9437* (1.6788)	-0.4181 (-0.1493)	8.2441** (1.8348)	-0.8789 (-1.0939)

总效应	environment	-0.4958**(-2.2079)	-0.5891*(-1.8217)	-0.8649(-1.1847)	-0.2086(-0.1961)
	environment ²	0.1023(0.3240)	0.5682(0.9811)	0.5400(0.4069)	-0.0508(-0.0678)
	economy	0.3631*(1.8525)	0.0733(0.2309)	1.7134*(1.6819)	-0.8802***(-3.0057)
	capitallabor	0.0127(0.4821)	0.0285(0.7398)	0.0241(0.3909)	0.1378**(2.5213)
	urbanization	-2.2367**(-2.0313)	-4.3618*(-1.7697)	-4.2324*(-1.8683)	2.5614*(2.1866)
	opening	1.5112*(1.8705)	-1.8300(-0.5289)	10.1409*** (1.9606)	-1.0467(-1.3464)

注:括号内为 t 值;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

环境规制会导致污染企业向长江经济带区内周边地区城市转移,抑制周边地区工业绿色发展能力提升。长江经济带整体城市范围内环境规制在 5%的显著性水平下存在负向空间溢出效应,与假设 3 相符,使得造纸、印染、钢铁、化工等传统高耗能工业向环保标准相对宽松的临近欠发达地区城市转移,对周边地区城市产生严重的污染扩散效应。这种污染溢出效应是持续存在的,间接效应二次项回归系数并不显著,环境规制无法对周边地区形成良好的绿色引导作用。如沈坤荣等^[15]所指,环境规制的污染扩散效应一方面是企业规避环境管制的自主选择结果,另一方面也可能是长江经济带整体范围内以邻为壑的城市恶性竞争产物。

控制变量效应。经济发展能够有效促进长江经济带整体城市工业绿色发展内生动力提升,但其空间溢出效应不明显,更多关注本城市绿色发展。要素禀赋的直接效应和溢出效应均不显著,表明资本与劳动力要素在推动长江经济带城市工业绿色发展不存在优先性。城镇化的直接效应和溢出效应均为负,长江经济带城市间土地城镇化和地方政府土地竞争问题突出。对外开放的直接效应和间接效应均为正,扩大开放有利于引进消化吸收国外先进绿色生产技术并形成良性绿色技术扩散效应。

3.2 对上游地区城市工业绿色发展效率影响

环境规制对上游地区城市工业绿色发展的直接影响亦呈先抑制后促进的“U 型”关系。上游经济发展水平相对较低,抑制效应更为突出,超出长江经济带整体城市平均水平,环境规制直接效应一次项回归系数绝对值(0.4303)大于长江经济带整体城市绝对值(0.3656)。但上游地区城市工业发展灵活性较好,环境规制对上游地区城市工业绿色引导作用明显,云贵地区城市工业绿色转型便利,而成渝城市群工业基础相对较好,能够有效吸收下游地区产业转移带来的技术扩散红利。环境规制对上游地区城市工业绿色发展的成本约束效应与绿色转型效应明显,与假设 1 和假设 2 相符,上游地区城市一旦探索出适宜的工业绿色发展路径,环境规制绿色促进作用即加快显现。

环境规制未对上游地区城市工业绿色发展产生显著的空间溢出效应。上游地区城市面临较大的经济发展压力,工业环境规制执行力度较弱,无法对工业发展产生强烈的绿色约束作用,生产成本上升幅度尚不足以使污染排放较高的工业企业大规模向周边地区城市转移。一方面由于环境规制标准较低,对工业企业成本提升较小,另一方面,上游地区相邻城市工业生产基础设施及配套政策等软硬环境甚至不及本地区城市。上游地区城市工业企业存在区位选择粘性,使得环境规制的绿色空间溢出效应并不明显。上游地区城市仍需进一步加强工业环境规制强度,并加快交通、园区等基础设施建设,发挥环境规制的绿色溢出作用。

控制变量效应。经济发展可显著提升上游地区城市工业绿色发展能力,是工业绿色发展的重要支撑,但对周边地区城市带动作用微弱。要素禀赋对上游地区城市工业绿色发展的直接效应和间接效应均不明显,上游地区不存在要素结构偏向。城镇化对上游地区城市工业绿色发展能力提升未有显著影响,但建设用地竞争加剧周边城市要素驱动依赖。对外开放对上游地区城市工业绿色发展具有显著抑制效应,一定程度存在“污染避难所”现象,但受交通等基础设施条件限制,其空间溢出效应并不明显。

3.3 对中游地区城市工业绿色发展效率影响

环境规制对中游地区城市工业绿色发展内生动力的直接效应具有显著阻碍作用。环境规制直接效应一次项回归系数在 5% 的显著性水平下为负, 对工业绿色发展效率具有直接抑制效应, 与假设 1 相符, 而二次项回归系数并不显著, 未能发挥绿色引导作用。中游地区作为全国钢铁、石化、冶炼、船舶、化工等传统制造业基地, 命令式强化工业污染治理会导致中游地区城市大量工业企业因环境治理和处罚成本上升而降低产量, 企业盈利能力下降而绿色发展内生性不足。由于中游地区传统高耗能工业份额较大, 且正处于工业化中期, 环境规制对企业生产的绿色引导作用在短期内难以显现, 中游地区城市需继续加强并优化环境规制, 提升工业企业生产清洁度。

环境规制对中游地区城市工业绿色发展具有显著的负向空间溢出效应。环境规制间接效应一次项回归系数在 5% 的显著性水平下为负, 具有较强的污染扩散效应, 与假设 3 相符, 而二次项回归系数则不显著, 绿色技术外溢效应微弱。中游地区城市传统高耗能产业基础牢固, 且为下游地区城市工业转移重要承接区, 高污染型产业环境规制弹性较强, 存在污染转移效应。中游地区城市亦在大力推进传统工业绿色转型升级, 绿色化改造尚未完成, 环境规制仍无法对周边地区产生明显的绿色技术扩散并促进低碳企业跨区域布局。中游地区城市应加强工业污染防控协同治理, 发挥环境规制对临近城市的绿色引导作用。

控制变量效应。经济发展对中游地区城市工业绿色发展能力提升的直接效应微弱, 但具有较强的正向溢出效应, 需进一步提升经济发展质量。要素禀赋对中游地区城市工业绿色发展效率的直接效应显著为负, 存在要素配置冗余, 对周边城市具有警示效应。城镇化对中游地区城市工业绿色发展能力存在显著的负向直接效应, 以土地扩张型城镇化为主导, 但新型城镇化推进抵消了负向空间溢出效应。对外开放对中游地区城市工业绿色发展能力提升的直接效应不显著, 技术扩散和污染转移交叉作用, 周边城市选择性承接先进绿色环保工业。

3.4 对下游地区城市工业绿色发展效率影响

环境规制对下游地区城市工业绿色发展效率影响的直接效应呈显著“U 型”关系。环境规制直接效应一次项和二次项回归系数均在 1% 的显著水平下显著, 前者符号为负, 后者符号为正, 与假设 1 和假设 2 相符。下游地区内城市工业绿色发展差距也较为明显, 强化环境规制会使得部分发展程度相对较低的城市难以承受环境治理成本上升, 工业绿色发展内生动力遭受削弱。但下游地区人才、资金、技术等高端要素充裕, 环境规制在长期能够加强绿色技术创新, 推动企业应用推广先进绿色生产技术, 实现减排与增产, 提升工业绿色发展内生动力。尽管下游地区工业绿色发展存在内部差异, 但工业基础和创新能力突出, 环境规制的工业绿色引导效应明显。

环境规制对下游地区城市工业绿色发展效率影响的间接效应呈“倒 U 型”关系。环境规制间接效应一次项、二次项回归系数均在 10% 的显著性水平下显著, 前者符号为正, 后者符号为负。环境规制导致纺织、服装、化工等传统工业转移, 下游地区转出地城市存在技术优势, 承接地产出增加效益大于污染治理成本, 总体对工业绿色发展效率以促进作用为主。但传统产业技术门槛相对较低, 逐渐实现技术趋同, 承接传统工业的污染扩散效应超产出增加收益, 加剧工业环境负荷, 削弱工业绿色生产能力。下游地区城市环境规制带来的工业转移技术扩散效应存在一定有效期, 需加以改进提升方能持续增强工业绿色发展内生动力。

控制变量效应。经济发展对下游地区城市工业绿色发展效率的直接效应不显著, 绿色支撑作用并不突出, 中心城市对后发城市具有绿色虹吸效应。要素禀赋对下游地区城市工业绿色发展效率存在显著的正向直接效应, 人力资本和物质资本的绿色技术支撑作用较强, 且这种资本优势存在专属性不易外溢。城镇化对下游地区城市工业绿色发展效率的直接效应显著为负, 亦存在土地竞争问题, 并引起周边城市逐步摒弃粗放城镇化模式。对外开放对下游地区城市工业绿色发展效率的直接效应、间接效应均不显著, 逐步实现与外资技术趋同。

4 稳健性检验

为保障上述分析的可靠性,考虑到空间计量模型的回归结果对空间权重矩阵设定具有较强的敏感性,通过采用基于政府驻地间距离的倒数矩阵替代邻接矩阵进行稳健性检验。经过 Hausman、Wald、LR 等系列检验,最后采用空间随机时间固定效应面板 SDM 重新估计环境规制对长江经济带整体城市、上游地区城市、中游地区城市工业绿色发展效率影响,仍然采用时间空间双固定效应面板 SDM 分析环境规制对中游地区城市工业绿色发展效率影响,空间效应分解结果见表 3。对比表 2,变量回归系数的绝对值确实存在一定改变,但变量系数符号和显著性却保持高度一致,后者恰是本文关注的重点,确保分析没有系统性偏误。此外,本文还根据 Vega 等^[19]做法,使用只包含外生空间交互效应的 SLX 模型估计环境规制的影响效应,结果与 SDM 估计结果基本一致,囿于篇幅,未予展示。通过空间权重矩阵稳健性和模型稳健性估计结果,足以确保本文分析具有很强的可信度。

表 3 基于反距离函数空间权重矩阵下环境规制的空间效应

变量		整体城市	上游地区城市	中游地区城市	下游地区城市
直接效应	environment	-0.4952***(-3.1326)	-0.5909*(-1.9318)	-0.3503*(-1.9145)	-1.2050***(-2.9963)
	environment ²	0.2873**(2.3369)	0.4151*(1.7015)	0.1701(0.7769)	0.9011*** (3.2727)
	economy	0.2224*** (4.2319)	0.2547*(1.9080)	0.2283(0.6275)	0.2201*** (2.6431)
	capitallabor	-0.0164(-1.3557)	-0.0208(-1.0085)	-0.0846***(-3.5698)	0.0975*** (4.8407)
	urbanization	-0.7751***(-3.5249)	-0.9800(-1.5256)	-1.3671(-1.3850)	-0.9085***(-3.5025)
	opening	1.0259*** (2.6409)	-1.0077(-0.7379)	2.4627(1.3306)	1.4150*** (4.0343)
间接效应	environment	-2.0735*(-1.8999)	-3.5088(-1.0143)	-1.4723*(-1.6669)	0.2838*(2.2018)
	environment ²	1.4958(0.3212)	2.2329(0.8397)	0.8111(0.4405)	-0.1577*(-2.0577)
	economy	0.7827(1.1473)	0.9049(0.8217)	4.2641(1.3855)	0.6685*** (2.6254)
	capitallabor	0.0881(0.6768)	-0.2349(-1.0786)	0.0033(0.0314)	-0.0929*(-1.6464)
	urbanization	-3.5851*(-1.8622)	-9.2117*(-1.7132)	3.9741(0.6747)	-3.2198***(-2.6848)
	opening	3.2894*(1.8029)	3.8192(0.2648)	35.8303*(1.8205)	-0.9522(-0.9099)
总效应	environment	-2.5688**(-1.9992)	-4.0997(-1.1303)	-1.8226(-0.7828)	-0.9212(-0.6003)
	environment ²	1.7832(0.5018)	2.6480(0.9523)	0.9812(0.5052)	0.7435(0.7733)
	economy	1.0052** (1.9798)	1.1596(1.0408)	4.4924(1.3829)	0.8886*** (3.5143)
	capitallabor	0.0717(0.5456)	-0.2557(-1.1470)	-0.0813(-0.7366)	0.0047(0.0775)
	urbanization	-4.3602*(-1.8178)	-10.1916*(-1.7863)	2.6070(0.4247)	-4.1283***(-3.1611)
	opening	4.3152*(1.7741)	2.8115(0.1856)	38.2930*(1.8547)	0.4629(0.4281)

注:括号内为 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

5 结论与建议

本文从环境规制对工业绿色发展效率的作用机理出发,基于 2011~2016 年长江经济带 110 个地级及以上城市面板数据,采用空间杜宾模型分析环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响效应,得出如下研究结论:

(1)环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响整体呈阶段性“U 型”特征。高能耗型传统产业仍为长江经济带重要支柱产业,强化工业环境标准,企业短期内只能被动采取减产减排策略,造成生产效率损失。但长江经济带绿色技术创新的人力资本、技术积累较扎实,前期产业基础条件较好,在长期内可有效刺激企业加强绿色生产技术创新,实现降低污染排放与提升产品质量双目标。

(2)环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率影响存在地区异质性,促进效应呈下游、上游、中游地区梯度递减格局。环境规制对上游、下游地区城市工业绿色发展内生性均呈现出“U 型”特征,前者立足于绿色发展后发优势,而后者则是基于绿色发展前期技术积累,后者的绿色引导效应大于前者。中游地区城市由于传统产业份额较大,环境规制对工业绿色生产能力的影响始终以成本约束效应为主,无法有效提升工业绿色发展内生性。

(3)环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率影响存在较强的负向空间溢出效应。由于长江经济带整体以要素驱动型传统产业作为主要集聚产业类型,且城市间存在发展梯度差,环境规制导致污染型产业向周边地区城市梯度转移,抑制周边地区城市生产技术的绿色化转型,在中、下游地区城市表现地尤为明显。上游地区城市由于环境规制强度较弱,周边地区城市基础条件较差,尚未对企业迁徙产生显著影响,污染扩散效应未能充分释放。

基于上述研究结论,建议从以下 3 个方面着力提升长江经济带城市工业绿色发展效率:

(1)强化工业污染协同治理。构建一体化生态环境监测系统,动态监控工业污染排放,推动环境信息在地区间互联互通,以加强联合执法和预警响应合作,增强跨地区、跨部门、跨流域应对突发环境事件能力。严格防范污染型产业转移,根据地区国土空间开发适宜性和资源环境承载能力建立产业准入清单制度,鼓励承接环保类产业项目,禁止国家命令淘汰的落后产能和不符合国家环保政策的工业项目向长江经济带内欠发达城市转移。推行产业生态补偿实践,鼓励下游地区发达地区城市与中上游欠发达地区城市联合共建绿色生态工业园区,实现生态补偿与污染治理、精准脱贫有机结合。

(2)提升环境政策精准性。清理取缔环保“一刀切”等形式主义做法,出台细化防范措施,规避以强化工业污染治理为由干扰企业正常生产、抑制企业生产积极性的低效环保行为。维护好符合环保要求企业的生产权利,对于达到环保排放标准的工业企业,不得随意增加环保条件,要求企业停产升级改造,应着力为环保企业发展营造公平竞争环境,提升对环保企业经营的公共服务水平。妥善处理工业环境问题,对于不合环保标准的工业企业,责令企业制定清洁生产和环境治理整改方案,按任务进度表推进整改工作,最大限度降低环境规制效率损失并增强工业环境治理效果。

(3)加大绿色技术创新力度。增加绿色创新资金供给,设立绿色技术创新基金,发挥财政资金杠杆作用,吸引社会资本进入,支持银行和企业推行绿色信贷、绿色保险、绿色证券,降低企业绿色技术创新风险与成本。提升绿色创新要素配置效率,加大传统产业绿色转型关键技术和战略性新兴产业核心技术研发人才、资金、政策倾斜,降低创新要素无谓损失,提升技术创新成果质量和市场转化速率。推动上中下游地区联动创新,鼓励行业领军企业联合上中下地区优势企业成立绿色技术创新联盟,围绕特定绿色技术需求协同攻关,加快创新成果在地区间扩散外溢,提升长江经济带整体工业绿色生产能力。

参考文献:

[1]OUYANG X, SHAO Q, ZHU X, et al. Environmental regulation, economic growth and air pollution: Panel threshold

analysis for OECD countries [J]. *Science of the Total Environment*, 2019, 657:234-241.

[2] SHAPIRO J S, WALKER R. Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of environmental regulation, productivity, and trade [J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12):3814-3854.

[3] 范庆泉, 张同斌. 中国经济增长路径上的环境规制政策与污染治理机制研究 [J]. *世界经济*, 2018, 41(8):171-192.

[4] 黄磊, 吴传清. 长江经济带城市工业绿色发展, 效率及空间驱动机制研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(8):40-49.

[5] WANG X, LI M. The spatial spillover effects of environmental regulation on China's industrial green growth performance [J]. *Energies*, 2019, 12(2):1-13.

[6] 黄庆华, 胡江峰, 陈习定. 环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(11):140-149.

[7] 张英浩, 陈江龙, 程钰. 环境规制对中国区域绿色经济效率的影响机理研究——基于超效率模型和空间面板计量模型实证分析 [J]. *长江流域资源与环境*, 2018, 27(11):2407-2418.

[8] FENG Z, ZENG B, MING Q. Environmental regulation, two-way foreign direct investment, and green innovation efficiency in China's manufacturing industry [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2018, 15(10):1-22.

[9] 任胜钢, 项秋莲, 何朵军. 自愿型环境规制会促进企业绿色创新吗?——以 ISO14001 标准为例 [J]. *研究与发展管理*, 2018, 30(6):1-11.

[10] 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.

[11] 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.

[12] 黄磊, 吴传清. 长江经济带工业绿色创新发展效率及其协同效应 [J]. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2019, 25(3):1-13.

[13] 高苇, 成金华, 张均. 异质性环境规制对矿业绿色发展的影响 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(11):150-161.

[14] 聂爱云, 何小钢. 企业绿色技术创新发凡:环境规制与政策组合 [J]. *改革*, 2012(4):102-108.

[15] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. *经济研究*, 2017, 52(5):44-59.

[16] ELHORST J P. *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels* [M]. Heidelberg: Springer, 2014:37-67.

[17] LEE L F, YU J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects [J]. *Journal of Econometrics*, 2010, 154(2):165-185.

[18]LESAGE J,PACE R K. Introduction to spatial econometrics [M].Boca Raton:CRC Press,2009:189-210.

[19]VEGA S H,ELHORST J P.The SLX model[J]. Journal of Regional Science,2015,55(3):339-363.