

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.05.002

欢迎按以下格式引用:黄磊,吴传清.长江经济带城市绿色技术创新效率及其动力机制研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2021(1):50-64. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.05.002.



Citation Format: HUANG Lei, WU Chuanqing. Research on the cities' green technology innovation efficiency and its dynamic mechanism in the Yangtze River Economic Belt[J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition), 2021(1):50-64. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.05.002.

长江经济带城市绿色技术创新效率及其动力机制研究

黄磊^{1a,1b}, 吴传清^{2a,2b}

(1. 西南大学 a. 经济管理学院, b. 经济研究中心, 重庆 400715;

2. 武汉大学 a. 区域经济研究中心, b. 中国发展战略与规划研究院, 湖北 武汉 430072)

摘要:绿色技术创新兼具经济效益、社会效益与生态效益,对实现高质量发展具有重要推动作用。文章基于绿色技术创新的理论机理,采用超效率EBM模型从全国视角测度分析2017年长江经济带110个地级及以上城市绿色技术创新效率空间格局,进一步采用空间杜宾模型SDM探究长江经济带城市绿色技术创新效率的内在驱动机制。结果表明:长江经济带城市绿色技术创新效率领先于全国平均水平,但上中下游地区差异显著,呈右偏“V型”空间格局,下游地区城市绿色技术创新优势突出;经济发展、政府支持、产业结构高级化是直接提升长江经济带城市绿色技术创新能力的主导力量,发挥着绿色创新核心驱动作用;环境规制、外商投资、产业结构高级化、企业效益对长江经济带城市绿色技术创新效率具有较强的空间溢出效应,但城市间绿色创新要素竞争严重。进一步增强长江经济带城市绿色技术创新能力,应加快地区绿色创新协同发展进程,加大政府绿色创新支持力度,优化环境治理模式,推动产业结构绿色高级化,提升企业绿色技术创新积极性。

关键词:绿色技术创新;城市效率;长江经济带;动力机制;空间效应

中图分类号:F061.5;F124.3;X321 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2021)01-0050-15

修回日期:2020-04-22

基金项目:重庆市社会科学规划博士项目“长江经济带城市绿色创新协同发展:测评、机制与提升路径研究”(2019BS050);西南大学中央基本科研业务费专项资金资助项目“环境规制、产业集聚与长江经济带城市工业绿色发展效率研究”(SWU1909773);西南大学决策咨询研究项目“重庆发挥绿色示范效应的实施路径与保障措施研究”(19SWUJCZXA9)

作者简介:黄磊,西南大学经济管理学院教师,经济学博士,西南大学经济研究中心/武汉大学区域经济研究中心兼职研究员,Email: huanglei2051@163.com;吴传清,武汉大学区域经济研究中心/中国发展战略与规划研究院教授,博士研究生导师,Email: wcq501@163.com。

引言

长江经济带作为国家经济发展的重大战略增长极,定位于建设全国生态文明建设先行示范带和创新驱动带,强化绿色技术创新是落实长江经济带发展战略定位的重要内涵。国家高度重视长江经济带绿色技术创新问题,《长江经济带生态环境保护规划》(2017)明确要系统推进区域污染源头控制、过程削减、末端治理等技术集成创新,培育形成区域环境治理技术模式;《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》(2019)则提出在长江经济带优先培育建设一批绿色技术创新基地平台。城市作为区域环境治理与创新驱动集中区,是绿色技术创新的策源地与核心应用空间。那么长江经济带城市绿色技术创新能力如何?其内在动力机制怎样?应从哪些方面着力提升?深入探讨上述问题对加快长江经济带生态文明建设和创新驱动转型升级、助推经济高质量发展意义重大。

早期关于绿色技术创新研究主要集中于探讨绿色技术创新的基本概念、基本原则及其重要性。绿色技术创新起源于有效应对日益凸显的环境问题,加强环境保护使得末端治污技术需求增强,并随着绿色发展需求升级,逐渐转向探索产品全生命周期的绿色生产工艺与绿色生态产品,寻求在生产过程中降低对生态环境负外部性的技术,即“绿色技术创新”^[1]。多数研究认为绿色技术创新与可持续发展和循环经济具有内在联系,它力图将生产和生活系统统一于生态系统巨循环之中,构建良性循环能量流链,从技术创新维度驱动环境经济社会复合系统功能提升^[2]。考虑到绿色技术创新的可持续发展宗旨,一般认为发展目标协同化、创新主体多元化和成果分享公益化是绿色技术创新的核心特征。

后期随着测评工具升级和基础数据丰富起来,逐步转向绿色技术创新绩效评估及其影响因素探讨,并在此基础上分析绿色技术创新扩散的空间特征。多从企业、产业及区域三个维度评估绿色技术创新能力^[3],企业层面绿色技术创新能力偏向考察企业绿色经营理念和绿色科技文化,产业层面绿色技术创新绩效则重点关注污染和技术双密集的工业特别是制造业领域,区域层面绿色技术创新能力测度单元以省域尺度为主。一般采用加权指数法、随机前沿模型 SFA 或改进的数据包络分析 DEA 模型从绿色技术创新指数与效率两个方面测评绿色技术创新的绩与效,大都表明绿色技术创新绩效与区域经济基础密切相关,东部地区省份绿色技术创新能力强于中西部地区。伴随着区域间联系日益密切,绿色技术扩散外溢引起学者关注,空间因素逐渐纳入影响因素分析框架^[4]。

当前关于绿色技术创新发展研究进一步转向内在作用机制及经济效应识别,考察绿色技术创新基本原理与经济发展贡献度。侧重从绿色和技术两个维度探讨绿色技术创新内在驱动机制,主要关注环境规制、研发投入、民间投资、技术溢出、外商投资等关系区域创新主体和创新环境的变量对绿色技术创新的影响效应。重点探讨环境规制和研发投入^[5]的绿色技术效应,检验“波特效应”绿色创新激励存在性,判断研发强度提升的创新溢出效应,结果大都显示与环境规制类型和研发投入主体密切相关^[6]。多数研究表明绿色技术创新具有复杂性,受制于创新过程高成本属性与创新结果不确定性,对经济绩效贡献方向并不统一,甚至可能具有抑制性。随着机制研究逐步深入,绿色技术创新提升策略研究涌现,寻找加快绿色技术创新的最优路径,尤为关注绿色创新成果市场化^[7]。

学术界关于绿色技术创新研究整体仍处于蓬勃发展阶段,由理论内涵特征逐渐转向定量测评

与机制识别,研究内容逐步深化。但仍有以下几点有待拓展:一是关于绿色技术创新的理论机理阐述尚不明晰,无法准确把握绿色技术创新的逻辑起点;二是关于绿色技术创新绩效评估的空间尺度有待细化,现有研究多数以省域尺度为基本单元,难以把握绿色技术创新核心空间的应对策略;三是关于国家重大战略区域的绿色技术创新关注不够,不利于发挥国家重大区域战略的绿色技术创新支撑能力。鉴于此,本文主要贡献在于:一是系统阐明绿色技术创新的理论机理,确立绿色技术创新逻辑框架;二是以更为精细的城市尺度测评国家重大战略区域长江经济带城市绿色技术创新能力;三是从空间交互效应视角探究长江经济带城市绿色技术创新能力的驱动机制,考虑绿色技术创新要素空间流动性。

一、理论机理

绿色技术创新即指有利于降低生产生活性环境负向影响的技术创新成果^[8]。增强绿色技术创新能力是提升资源利用效率、增强区域发展韧性、推动经济高质量发展的重要途径。促进绿色技术创新的内在机理可归纳为以下三种效应。

市场竞争效应。随着居民生活水平提升,消费需求日趋多元化,从关注产品数量向注重产品生态安全转变,绿色消费需求凸显,引致消费升级。企业作为最重要的市场主体,面对市场需求朝绿色化方向转变,必须调整生产经营决策,强化清洁生产技术研发,增强绿色产品供给,促进生产研发实践与市场需求有效对接,以维持企业的市场竞争优势^[5]。在同等条件下,消费者对同类型绿色产品的偏好强于传统产品,使得绿色技术创新企业存在产品竞争优势,市场份额不断增加,激发其他企业竞相革新生产技术,扩大绿色产品供给,使得行业整体生产技术清洁高级化。同时绿色生产技术具有相对性,因时间和空间不同而存在差异,随着消费者绿色需求梯度升级,绿色产品竞争更加激烈,企业持续推进生产技术绿色高级化。市场竞争效应保证绿色技术创新企业的经济利益,增强企业绿色研发生产的内生性。

集聚扩散效应。由于绿色技术创新要求将环保理念融入技术革新,存在较高的门槛条件,绿色技术创新所需的高端人才和研发资金等要素率先在产业和经济基础较强的地区集聚,形成若干绿色创新增长极,引领周边地区绿色技术创新发展,并形成地区间绿色技术创新梯度差。随着交通和通信网络等基础设施日益完善,地区间要素频繁流动便利性增强,绿色技术创新发达地区为寻求广阔绿色产品市场,可能会向周边地区转移部分要素^[9]。先进绿色生产技术和管理模式通过绿色产业转移而向周边地区扩散,创新能力薄弱地区则立足自身禀赋基础消化吸收绿色技术外溢红利,加速技术追赶步伐,从而缩小地区间绿色技术差距。绿色技术创新的集聚外溢特征和正外部性属性,可促进先发地区和后发地区绿色生产能力梯度提升,强化区域整体绿色创新发展能力。

政策引导效应。作为公共利益的集中代表,随着居民环保要求提升,政府会充分考虑居民的生态环境需求,致力于提升生态环境质量。一方面,通过行政法律手段从严确立环境标准,制定较为严苛的环境政策,要求企业在规定期限内达到一定的排放标准;而企业为遵循环保约束,则会强化污染治理技术研发应用,寻求最有效的清洁生产模式,间接促进绿色技术创新。另一方面,政府提供有利于绿色技术创新的优质公共服务,加大对生产企业、科研院所与中介机构的绿色技术研发支持力度,鼓励银行加大对企业绿色环保技术研发项目的融资支持,搭建绿色环保科技创新平台,最大限度降低企业开展绿色技术创新活动的政策成本。政府从强化环保硬约束与优化绿色创新软环

境方面,营造良好的绿色创新政策环境,积极引导企业等市场主体加快环境技术研发应用,增强绿色技术创新的积极性、主动性和持久性^[10]。

二、特征事实

(一) 研究方法

绿色技术创新效率代表清洁生产技术革新能力,区域环境非期望产出越少,则意味着技术创新的环境容量消耗越小,反映绿色技术创新能力越强。区域创新系统极为复杂,涉及多种投入和产出,因此本文采用数据包络分析 DEA 作为绿色技术创新效率的测评工具。但传统径向 DEA 模型未能考虑非期望产出的弱可处置属性,而包含非期望产出的 SBM 模型只考虑非径向松弛变动。因此本文采用 Tone 和 Tsutsui^[11]在 SBM 模型基础上进一步提出的 EBM(Epsilon-Based Measure)模型测评绿色技术创新效率,该模型同时考虑了决策单元投入产出要素的径向与非径向松弛变动,进一步将 EBM 模型超效率化,增强有效决策单元相对可比性。非导向的考虑非期望产出的超效率 EBM 模型具体如下:

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

$$\text{s. t. } \begin{cases} \sum_{r=1, \neq k}^{110} \lambda_r^i x_{rm}^i + s_m^- = \theta x_k, & \sum_{r=1, \neq k}^{110} \lambda_r^i y_{rm}^i - s_n^+ = \varphi y_k \\ \sum_{r=1, \neq k}^{110} \lambda_r^i z_{rb}^i + s_b^\times = \varphi z_k, & \lambda, s_m^-, s_n^+, s_b^\times \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式中,求解线性规划最小值即为 EBM 模型超效率值。 θ 为经典 DEA-CCR 模型计算的径向效率值。 $\varepsilon = (\varepsilon_x, \varepsilon_y, \varepsilon_z)$ 为包含径向效率值与非径向效率值的关键参数,当 $\varepsilon = 0$ 时,EBM 模型即转化为投入导向的 CCR 模型;当 $\theta = \varepsilon = 1$ 时,EBM 模型即转变为 SBM 模型。 M, N, B 分别表示技术创新投入要素、期望产出、非期望产出种数。 $s = (s_m^-, s_n^+, s_b^\times)$ 与 $\omega = (\omega_m^-, \omega_n^+, \omega_b^\times)$ 分别表示技术创新要素投入、期望产出、非期望产出松弛变量与相对权重。 x, y, z 分别表示技术创新要素投入、期望产出、非期望产出对应向量, λ 为权重向量。

上述绿色技术创新效率测度模型主要涉及三类变量:一是技术创新投入,主要考虑研发人员和研发资金投入,分别采用城市 R&D 人员(人)和 R&D 内部经费支出(万元)衡量;二是技术创新产出,本文主要从专利角度衡量创新产出,采用技术创新含金量最高的城市发明专利授权数(件)衡量;三是环境非期望产出,主要考虑废水、废气两类工业毒害物质,分别采用工业废水排放量(万吨)、城市工业二氧化硫排放量(吨)、城市工业烟(粉)尘排放量(吨)予以衡量。测度结果见表 1,并基于自然断裂法借助 ArcGIS 平台从低水平、较低水平、中等水平、较高水平、高水平等五个层次可视化长江经济带城市绿色技术创新效率空间分布(囿于篇幅,未在正文展示)。

(二) 研究对象和数据来源

本文侧重考察长江经济带城市层面绿色技术创新效率,研究对象覆盖长江经济带 110 个地级及以上城市。一方面,为增强测度结果的科学性和全局性,本文从全国视角判识长江经济带城市绿色技术创新能力,实际参与测评的城市为全国 254 个地级及以上城市;另一方面,考虑到长江经济带内

部创新资源和发展水平存在较大的地区差异,本文从上中下游地区视角分析长江经济带城市绿色技术创新能力的地区差异,其中上游地区包括云贵川渝四省份 33 个城市,中游地区包括鄂湘赣三省份 36 个城市,下游地区包括苏浙沪皖四省份 41 个城市。绿色技术创新效率测评相关指标基础数据均取自中国统计出版社出版的《中国城市统计年鉴》,由于《中国城市统计年鉴 2018》是首部系统公布中国各城市技术创新成果指标的官方统计年鉴,所以本文实际研究 2017 年横截面长江经济带城市绿色技术创新绩效问题。

(三) 结果分析

长江经济带城市绿色技术创新能力高于全国平均水平,对稳定国家绿色发展的创新动能具有积极促进作用。长江经济带城市绿色技术创新效率平均值为 0.299,高于长江经济带以外地区城市 2.72 个百分点,略高于全国平均水平 1.52 个百分点,整体领先全国水平。绝大部分城市(63 个)高于全国中位数水平,处于全国排名相对靠前位置(见表 1),绿色技术创新态势整体良好,技术创新成果的环境负效应相对较小。但长江经济带城市绿色技术创新优势并不明显,绝对效率水平不高,表明当前长江经济带城市技术创新成果在促进生产力提升的同时也产生了较大的环境代价,整体绿色技术创新能力有待提升。与游达明和黄曦子^[3]关于长江经济带绿色技术增长效应尚不明显的观点一致,长江经济带城市绿色转型技术支撑作用地位还较为脆弱,仍需进一步加大绿色技术研发强度。

表 1 长江经济带城市绿色技术创新效率值及全国排名

地区	效率	排名	地区	效率	排名	地区	效率	排名	地区	效率	排名	地区	效率	排名
上海	0.610	29	台州	0.453	52	鹰潭	0.133	175	岳阳	0.112	197	达州	0.095	217
南京	1.007	7	丽水	0.317	88	赣州	0.175	149	常德	0.125	188	雅安	0.215	126
无锡	0.398	63	合肥	0.576	39	吉安	0.125	189	张家界	0.397	64	巴中	0.281	100
徐州	0.381	69	芜湖	0.661	22	宜春	0.093	218	益阳	0.168	158	资阳	0.252	110
常州	0.441	53	蚌埠	0.402	62	抚州	0.172	154	郴州	0.160	161	贵阳	0.350	81
苏州	0.598	32	淮南	0.386	68	上饶	0.052	243	永州	0.190	139	六盘水	0.013	251
南通	0.391	66	马鞍山	0.493	46	武汉	0.667	20	怀化	0.121	191	遵义	0.408	60
连云港	0.302	92	淮北	0.202	135	黄石	0.085	224	娄底	0.147	168	安顺	0.299	94
淮安	0.153	164	铜陵	0.131	179	十堰	0.095	216	重庆	0.365	77	毕节	0.064	233
盐城	0.312	89	安庆	0.416	57	宜昌	0.246	115	成都	0.624	27	铜仁	0.218	125
扬州	0.243	116	黄山	0.374	73	襄阳	0.132	177	自贡	0.330	85	昆明	0.798	13
镇江	0.708	18	滁州	0.474	47	鄂州	0.073	229	攀枝花	0.523	44	曲靖	0.081	228
泰州	0.250	111	阜阳	0.324	86	荆门	0.110	201	泸州	0.127	186	玉溪	0.130	181
宿迁	0.112	200	宿州	0.342	82	孝感	0.169	157	德阳	0.166	159	保山	0.061	237
杭州	0.741	15	六安	0.363	78	荆州	0.306	91	绵阳	0.297	96	昭通	0.254	108
宁波	0.533	43	亳州	0.608	30	黄冈	0.142	171	广元	0.235	120	丽江	0.101	209
温州	0.637	26	池州	0.279	101	咸宁	0.127	185	遂宁	0.375	72	普洱	0.072	230
嘉兴	0.338	83	宣城	0.422	56	随州	0.176	147	内江	0.581	36	临沧	0.083	225
湖州	0.661	21	南昌	0.370	75	长沙	0.578	38	乐山	0.099	212	上游	0.245	2
绍兴	0.388	67	景德镇	0.117	193	株洲	0.404	61	南充	0.108	204	中游	0.191	3
金华	0.350	80	萍乡	0.176	148	湘潭	0.284	99	眉山	0.249	112	下游	0.437	1
衢州	0.335	84	九江	0.089	220	衡阳	0.207	132	宜宾	0.185	142	长江	0.299	1
舟山	0.827	12	新余	0.059	238	邵阳	0.099	211	广安	0.064	234	全国	0.295	2

注:城市排名为在全国范围内排名,上中下游地区、长江经济带及全国平均效率值为覆盖城市效率值算术平均值。

资料来源:根据测算结果整理。

长江经济带上中下游地区城市绿色技术创新效率呈右偏“V型”空间分布,上游地区绿色技术

创新能力较强,中游地区滞后,下游地区最强。尽管上游地区城市整体创新资源相对稀缺,但近年来积极布局战略性新兴产业,发展大数据、云计算、电子信息等绿色高技术产业,科技创新成果产出效率和环境协同效应均提升迅猛,有7座城市位于绿色技术创新较高水平与高水平地区。中游地区作为国家传统制造业基地,钢铁、纺织、化工等科技含量较低的高能耗、高污染产业比重较高,创新资源虽较为丰富,但配置效率较低,创新成果的环境负效益明显,城市绿色技术创新能力较弱,有9座城市位于绿色技术创新低水平地区。下游地区城市创新资源富集,为国家高端人才集聚区,已基本建立健全创新能力强劲的现代产业体系,高技术创新成果比重较高,有39座城市位于中等及以上水平,绿色技术创新能力远高于中上游地区城市。

长江经济带城市绿色技术创新能力呈典型的“中心—外围”二元空间结构,沿江沿海及中心城市绿色技术创新能力明显高于其他城市。上海、苏州、杭州、南京、合肥、武汉、南昌、长沙、重庆、遵义、成都、昆明等城市绿色技术创新效率均处于较高水平,为长江经济带核心绿色创新增长极,引领周边城市绿色创新发展。宿迁、上饶、景德镇、九江、宜春、新余、十堰、怀化、达州、毕节、临沧、普洱等省际交界城市绿色技术创新效率较低,在全国排名大都在200名之后,处于相对靠后位置。下游地区城市已构建较为完善的绿色技术创新城市网络,而中上游地区特别是云贵地区中心城市的绿色技术带动作用较弱,仍处于绿色创新集聚发展阶段。长江经济带城市绿色技术创新能力与城市自身和周边城市经济发展水平存在一定关联,本城市和周边城市的经济支持对城市绿色创新发展具有重要的促进作用。

三、动力机制

(一) 研究假设

第二部分介绍了绿色技术创新能力提升的市场竞争效应、集聚扩散效应、政策引导效应,这三种效应构建了绿色技术创新动力机制分析的理论框架,依据上述逻辑框架,参考学术界绿色技术创新相关代表性研究成果,本文尝试从以下六个方面进一步探讨长江经济带城市绿色技术创新效率的动力机制,以识别影响长江经济带城市绿色创新发展能力的主导因素。

1. 经济发展

绿色技术创新较传统创新门槛更高,较高的经济发展水平有利于居民环保需求和环境人力资本提升,为推动技术创新成果的绿色化提供必要的物质基础和社会环境。一般认为经济发展具有绿色激励效应和创新能力累积效应,对绿色技术创新能力提升具有促进作用^[5]。长江经济带作为国家重点建设的具有全球影响力的内河经济带,经济发展速度处于全国领先水平,应会带动绿色技术创新能力提升并增强区域绿色创新发展竞争力。基于此,提出如下假设。

H1: 经济发展可为绿色技术创新营造良好需求并提供物质基础,对城市绿色创新发展具有促进作用。

2. 环境规制

绿色技术创新作为一种环境治理的有效手段,其本身与环境治理具有密切关联。关于环境规制对绿色技术创新影响存在成本约束效应和“波特假说”两种相反观点^[12]。前者认为加强环境规制会增加企业生产负担,使得企业经济效益下降而无法持久推动生产技术绿色化;后者认为提升环保标准有利于企业加大绿色技术研发投入和研发成果应用积极性,绿色技术革新带来的收益加成足以抵消前期成本投入。长江经济带致力于建设国家生态文明先行示范带,创新资源较为丰富,从

严的环境标准可能存在更大的创新激励效应。基于此,提出如下假设。

H2:强化环境规制有利于激发绿色技术创新积极性,对创新资源禀赋较好的长江经济带城市绿色技术创新能力存在较强带动作用。

3. 政府支持

绿色技术创新成果具有较强的正外部性,企业难以承受高昂创新成本并获取全部创新收益,政府的政策和资金支持对企业维持绿色技术创新研发活动具有重要稳定作用。政府为企业开展绿色技术创新活动搭建公共平台并给予一定的政策和资金支持,营造良好的绿色技术创新软硬环境,对增强区域绿色技术创新能力具有重要支撑作用^[13]。长江经济带仍处于发展不平衡与发展不充分阶段,政府绿色创新政策支持对提升绿色技术创新能力作用应更为凸显。基于此,提出如下假设。

H3:政府支持可降低企业创新成本,有利于增强企业开展绿色技术创新活动积极性,促进长江经济带城市绿色技术创新能力增强。

4. 外商投资

引进外资对区域绿色创新发展存在“污染光环”与“污染天堂”两种假说^[14]。前者认为国外资本生产技术和管理模式处于领先水平,对承接地存在技术转移效应,有利于增强地区绿色技术创新能力;后者认为国外资本多为母国淘汰摒弃的落后产能,对承接地存在污染转移效应,会降低区域绿色技术创新发展能力。长江经济带覆盖东中西部三大经济地带,引进外资可能在促进本地技术进步的同时,出现竞争外资现象,使得周边城市落后产能集聚。基于此,提出如下假设。

H4:外商投资有利于引进国外先进的生产技术和经营理念,有利于长江经济带城市绿色技术积累,但外资竞争可能导致污染产出流向周边城市。

5. 产业结构

优化产业内部配置有利于激发产业创新活力,增强产业绿色技术创新能力。随着产业结构逐步高级化,产污能力较强的第二产业向清洁低碳的服务业转型,二三产业加速融合发展步伐,促进绿色技术研发服务与工业绿色转型紧密对接,增强产业绿色技术创新能力^[15]。长江经济带积极推动产业结构优化升级,促进城市生产性服务业与制造业融合发展,要求企业强化绿色生产技术研发,以符合产业结构高级化的技术要求,而低端产能则可能被迫向周边地区迁移。基于此,提出如下假设。

H5:产业结构高级化有利于促进产业协同发展,内生驱动产业绿色技术创新能力提升,但可能引致低端产业向周边城市转移。

6. 企业效益

理论上经济效益增长有利于企业加大绿色技术研发投入,有利于绿色技术创新能力提升。但事实上企业效益的绿色技术创新效应存在不确定性,与企业规模和市场环境具有一定关联,规模较大的企业效益增加带来的研发投入增加越明显,但也可能由于存在一定的市场势力而减缓生产技术革新步伐^[16]。长江经济带定位于国家产业创新驱动转型升级示范带,企业营利能力提升会使得研发力度加大,强化城市绿色技术创新能力。基于此,提出如下假设。

H6:企业效益提升有利于加大绿色技术研发资金投入,促进绿色技术创新成果产出,增强长江经济带城市绿色技术创新能力。

(二) 模型构建

理论机理分析表明绿色技术创新具有集聚扩散效应,地区间绿色创新活动依托要素流动而交

互影响,因此传统计量模型并不适合分析在空间效应下长江经济带城市绿色技术创新效率的动力机制,而应采用空间计量模型作为分析工具。常用的空间计量模型包括空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM),且后者分析效果最佳。正如 Elhorst^[17]发现空间滞后模型分解的直接效应与间接效应比例固定,而空间误差模型则无法分解出间接效应,两个模型均与现实空间效应存在较大偏差。故而本文采用同时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。模型具体形式如下:

$$\begin{aligned} \text{GTIE}_i = & \alpha + \delta \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \text{GTIE}_j + \text{econo}_i * \beta_1 + \text{envir}_i * \beta_2 + \text{gover}_i * \beta_3 + \text{FDI}_i * \beta_4 + \\ & \text{indus}_i * \beta_5 + \text{reven}_i * \beta_6 + \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \text{econo}_j * \theta_1 + \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \text{envir}_j * \theta_2 + \\ & \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \text{gover}_j * \theta_3 + \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \text{FDI}_j * \theta_4 + \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \text{indus}_j * \theta_5 + \sum_{j=1}^{110} w_{ij} \text{reven}_j * \theta_6 + u_i \end{aligned} \quad (2)$$

式中,GTIE即为绿色技术创新效率, α 表示截距项, δ 表示空间自回归系数, w 表示空间矩阵 \mathbf{W} 元素, β 表示解释变量回归系数, θ 表示解释变量空间滞后项回归系数。econo表示经济发展水平,采用城市常住人口人均GDP(元)衡量,并进行自然对数化处理;envir表示环境规制强度,采用城市一般工业固体废物综合利用率、污水处理厂集中处理率、生活垃圾无害化处理率复合加权指数衡量;gover表示政府支持,采用城市科学技术支出与教育支出之和占地方公共预算支出比重衡量;FDI表示外商投资,采用城市实际使用外资占全社会固定资产投资比重衡量;indus表示产业结构高级化,采用第三产业与第二产业之比衡量;reven表示企业效益,采用城市企业规上工业企业利润总额占企业固定资产比重衡量。

由于存在内生空间交互项产生的反馈效应,Lesage和Pace^[18]指出无法通过解释变量及其空间滞后项回归系数识别直接效应和间接效应,并进一步指出可通过构建基于被解释变量的偏导数矩阵分解空间效应。为此,先将式(2)改写成如下矩阵形式:

$$\text{GTIE} = (\mathbf{I} - \delta \mathbf{W})(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta}) + \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3)$$

式中, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_6)$, $\mathbf{X} = (x_1, \dots, x_6) = (\text{econo}, \dots, \text{reven})$, $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_6)$,对于从第1个城市到第110个城市的第 k 个解释变量 x_k ,其对应的GTIE期望值的偏导数矩阵如下:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial(\text{GTIE})}{\partial(x_{k1})} & \dots & \frac{\partial(\text{GTIE})}{\partial(x_{k110})} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial(\text{GTIE}_{110})}{\partial(x_{k1})} & \dots & \frac{\partial(\text{GTIE}_{110})}{\partial(x_{k110})} \end{bmatrix} = (\mathbf{I} - \delta \mathbf{W})^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1,110}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2,110}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{110,1}\theta_k & w_{110,2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (4)$$

式中:最右侧偏导数矩阵主对角线元素表示 x_k 对应的直接效应,反映本城市解释变量对本城市绿色技术创新效率的影响效应;最右侧偏导数矩阵非主对角线元素表示 x_k 对应的间接效应,反映本城市解释变量变动对其他城市绿色技术创新效率的影响效应;最右侧偏导数矩阵所有元素之和为总效应,反映本城市解释变量变动对绿色技术创新效率的综合影响效应,等于直接效应和间接效应之和。

(三) 空间权重矩阵选择与数据来源

考虑到空间关系更多偏向地理因素,采用基于 queen 标准的经典边角邻接矩阵作为空间权重矩

阵 $W_{(110 \times 110)}$ 。被解释变量绿色技术创新效率直接取自上文测度结果,解释变量指标基础数据取自中国统计出版社出版的《中国城市统计年鉴 2018》《中国统计年鉴 2018》《中国贸易外经统计年鉴 2018》。此外,由于本文使用数据为横截面数据,不涉及价格波动,无需进行价格平减。为与特征事实分析保持一致,在探讨长江经济带整体城市绿色技术创新效率动力机制时兼论上中下游地区绿色技术创新主导因素。

(四) 实证分析

长江经济带城市绿色技术创新效率空间相关性检验统计量 Moran's I 为 0.265,对应伴随概率远低于 1% 的显著性水平,表明确实存在较强的绿色技术创新空间关联效应,应将空间因素纳入动力机制分析中。空间杜宾模型回归参数见表 2。除中游地区外,空间自回归系数在长江经济带整体及上下游地区均通过 10% 的显著性检验,且大部分解释变量空间滞后项回归系数通过显著性检验,可决系数也在 0.5 及以上,模型整体拟合效果较好。正如在模型构建中所说明,由于空间杜宾模型存在内生空间滞后项,不能通过解释变量及空间滞后项回归系数识别直接效应和间接效应,需构建偏导数矩阵计算,分解结果详见表 3。

表 2 长江经济带城市绿色技术创新效率影响因素的空间计量回归

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 * GTIE	0.230 **	(1.958)	-0.403 **	(-2.069)	-0.097	(-0.428)	0.255 *	(1.723)
cons	-1.501 ***	(-3.430)	-3.838	(-1.015)	-1.709	(-1.348)	1.482	(1.062)
econo	0.150 ***	(4.302)	0.190 **	(2.164)	0.132 **	(2.527)	-0.001	(-0.012)
envir	0.145	(0.851)	-0.102	(-0.366)	0.183	(0.998)	-1.387 *	(-1.765)
gover	0.935 **	(2.218)	-0.804	(-0.800)	1.229 **	(2.125)	1.521 **	(2.435)
FDI	1.296 *	(1.762)	2.421	(1.046)	2.145 *	(1.785)	0.726 *	(1.862)
indus	0.147 ***	(3.228)	0.003	(0.028)	0.119 ***	(2.835)	0.225 **	(2.355)
reven	-0.087	(-0.614)	0.077	(0.300)	-0.337 **	(-1.990)	-0.175 **	(-2.482)
W * econo	-0.046 *	(-1.802)	0.194	(0.713)	0.068	(0.556)	0.142 *	(1.666)
W * envir	0.411 *	(1.677)	0.294 **	(2.395)	0.273 *	(1.919)	-1.262 *	(-1.721)
W * gover	0.123	(0.183)	0.990 *	(1.765)	-3.553 ***	(-3.370)	-1.566	(-0.915)
W * FDI	-1.509	(-1.036)	-3.545 *	(-1.667)	1.379	(0.615)	1.186 **	(2.524)
W * indus	-0.191 **	(-2.024)	-0.103	(-0.343)	-0.243 *	(-1.661)	-0.178	(-0.994)
W * reven	-0.251 *	(-1.908)	0.126	(0.216)	-0.146	(-0.438)	-1.113 *	(-1.788)
R^2	0.505		0.487		0.722		0.542	
LogL	57.633		19.762		43.578		25.964	
σ^2	0.020		0.017		0.005		0.016	

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

资料来源:根据 MATLAB2017a 运行结果整理。

其一,经济发展(econo)对长江经济带城市绿色技术创新能力提升具有显著的基础支撑作用,但对周边城市带动作用微弱。直接效应回归系数在1%的显著性水平下为正,间接效应回归系数不显著,与假设1基本相符。经济发展有利于激发绿色需求,并为开展绿色技术创新活动提供稳定资金支持,带动长江经济带城市绿色技术创新能力持续增强^[5]。长江经济带整体仍处于集聚发展阶段,城市经济发展的绿色创新红利更多被本城市吸收,对周边城市绿色技术创新支持不足,对经济竞争力较弱的中上游地区城市尤为典型。但下游地区城市经济发展的绿色技术创新带动作用较为强烈,绿色技术创新扩散效应凸显,反映出下游地区城市间协同发展态势良好,有意愿且有能力与周边城市共享发展红利。

其二,环境规制(envir)未能有效直接激发长江经济带城市绿色技术创新活动,但却产生了良好的绿色创新溢出效应。直接效应回归系数未通过显著性检验,间接效应回归系数在10%的显著性水平下为正,与假设2预期相悖。正如郭进^[12]指出政府命令控制型环境规制难以产生“波特效应”,在“共抓大保护、不搞大开发”要求下,长江经济带大力强化环保标准,甚至出现“环保一刀切”等粗放环境政策,给企业生产造成较大生产负担,未能有效带动企业绿色创新活力,在环保标准最为严格的下游地区表现得最为明显。然而,粗放的环境政策可能使清洁型生产企业向周边环保标准相对灵活的城市转移,为周边城市带来绿色技术创新活力,在环保标准相对宽松的中上游地区表现得尤为明显。下游地区可能由于环保标准提升过快,使得部分污染型制造业向周边城市转移,抑制周边城市绿色技术创新动力。

其三,政府支持(gover)有力直接拉动了长江经济带城市绿色创新发展,但对周边城市支持作用不足。直接效应回归系数在5%的显著性下为正,间接效应回归系数未通过显著性检验,与假设3基本一致。张旭和王宇指出强化政府研发投入可增强企业绿色技术创新积极性,政府支持是增强绿色技术创新能力的坚强后盾,特别是伴随着长江经济带产业创新驱动转型升级,政府在建设基础创新平台和加大创新研发投入方面给予了大力支持,绿色创新政策引导效应显著,为长江经济带高质量发展打下坚实基础^[13]。政府绿色技术创新支持效应在创新资源禀赋较好的中下游地区城市最为典型,而上游地区由于经济基础较弱,绿色创新支持效果不太显著。可能由于地方政府绿色技术创新支持具有针对性,目标对象主要是本地区企业,绿色创新正外部性有限,其他城市企业难以获取本城市专有绿色创新红利。

其四,外商投资(FDI)为长江经济带城市绿色技术创新能力提升提供了外部红利,但外资溢出效应存在恶性逐底竞争倾向。直接效应回归系数在10%的显著性水平下为正,间接效应则在10%的显著性水平下为负,与假设4相符。承接外资转移的确能为长江经济带引进先进的绿色生产技术与管理模式,加速本地区城市绿色创新发展进程,且在长江经济带整体及上中下游地区城市均呈现出较强绿色创新带动作用,绿色技术水平与国外相比存在梯度差。但外资在促进本地区城市绿色创新能力的同时,对周边城市存在创新阻碍作用,外资进入长江经济带引发沿线城市竞相抢夺,产生低效市场竞争效应,使得部分发达国家淘汰的污染型产能被周边城市高标准承接,成为低端外资“污染避难所”^[14],削弱绿色技术创新能力。

其五,产业结构高级化(indus)对长江经济带城市绿色技术创新效率具有显著促进作用,但却对周边城市绿色创新发展存在一定阻碍作用。产业结构高级化直接效应回归系数在1%的显著性水平下为正,间接效应回归系数在10%的显著性水平下为负,与假设5完全相符。欧雪银指出产业结

构高级化蕴含强劲绿色竞争力,伴随着长江经济带城市加速产业转型升级进程,新一代信息技术、高端装备制造、节能环保等战略性新兴产业加快布局,为长江经济带城市发展集聚了大量高端绿色人才和研发资金,有力驱动了绿色技术创新能力提升,以中下游地区城市最为凸显^[15]。然而高端生产要素过度向中心城市集聚,绿色创新要素集聚效应居于主导地位,导致周边城市缺乏高质量生产要素而陷于传统发展陷阱,加剧对传统产业结构依赖性,难以实现产业结构绿色高端化,使得周边城市绿色创新能力难以提升。

其六,企业效益(reven)提升未能有效转化成长江经济带城市绿色技术创新积累,并成为绿色技术革新阻碍。直接效应和间接效应回归系数均在1%的显著性水平下为负,与假设6不相符,游达明和邓颖蕾^[16]所发现的全国范围研究结论并不适用于长江经济带,企业盈利能力增强削弱了长江经济带城市绿色技术创新能力。一方面,长江经济带传统产业在数量和规模上仍占据主要份额,使得企业效益提升可能强化传统生产技术偏好,采用既定生产技术即可获得较高效益,缺乏进行绿色技术改进激励,企业市场竞争效应薄弱,直接抑制长江经济带城市绿色技术创新能力提升。另一方面,在一定时期市场份额相对稳定,本城市盈利能力增强则意味着周边城市企业盈利能力退化,在日趋激烈的市场竞争环境下,更是无力承担绿色技术创新研发投入,造成周边城市绿色技术创新能力退化。

表3 基于邻接空间权重矩阵下绿色技术创新效率的空间效应

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	econo	0.151***	(4.150)	0.175*	(1.707)	0.132**	(2.395)	0.008	(0.094)
	envir	0.175	(1.031)	-0.139	(-0.474)	0.176	(0.968)	-1.481*	(-1.766)
	gover	0.953**	(2.283)	-0.970	(-0.843)	1.289**	(2.322)	1.442**	(2.024)
	FDI	1.226*	(1.726)	2.939*	(1.646)	2.094*	(1.711)	0.809*	(1.624)
	indus	0.136***	(2.990)	0.014	(0.111)	0.122***	(2.866)	0.219**	(2.282)
	reven	-0.108*	(-1.748)	0.065	(0.238)	-0.330*	(-1.857)	-0.268*	(-1.644)
间接效应	econo	-0.013	(-0.319)	0.103	(0.424)	0.052	(0.447)	0.194*	(1.929)
	envir	0.561*	(1.782)	0.283**	(2.431)	0.252*	(1.832)	-2.329*	(-1.929)
	gover	0.429	(0.567)	1.143*	(1.863)	-3.556***	(-2.931)	-1.644	(-0.602)
	FDI	-1.539*	(-1.857)	-3.904*	(-1.790)	1.246	(0.581)	1.810*	(1.619)
	indus	-0.195*	(-1.657)	-0.087	(-0.330)	-0.246*	(-1.720)	-0.173	(-0.680)
	reven	-0.356*	(-1.749)	0.090	(0.175)	-0.134	(-0.399)	-1.580*	(-1.907)
总效应	econo	0.138**	(2.311)	0.278*	(1.659)	0.184*	(1.760)	0.202	(0.814)
	envir	0.736**	(2.059)	0.144	(0.225)	0.428	(1.142)	-3.809*	(-1.767)
	gover	1.382*	(1.719)	0.172	(0.167)	-2.266*	(-1.776)	-0.202	(-0.063)
	FDI	-0.313	(-0.173)	-0.965	(-0.169)	3.340*	(1.732)	2.619*	(1.910)
	indus	-0.060	(-0.501)	-0.073	(-0.313)	-0.124	(-0.793)	0.046	(0.163)
	reven	-0.463*	(-1.782)	0.155	(0.315)	-0.464*	(-1.739)	-1.848*	(-1.897)

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

资料来源:根据MATLAB2017a运行结果整理。

(五) 稳健性检验

为确保上述分析具有较强的可靠性,须对模型进行稳健性检验。考虑到空间计量模型对空间权重矩阵关系设定较为敏感,本文即采用变换空间权重矩阵进行稳健性检验,若此种情况下模型回归结果仍较为一致,则说明上述分析结果可信度较高。因此,本文以长江经济带各城市政府驻地间距离倒数矩阵替换二元邻接矩阵,依旧采用空间杜宾模型进行回归分析(结果见表4),结果显示各解释变量直接效应和间接效应回归系数确实产生了一定变化,但符号方向和显著性程度与表3结果基本保持一致。本文分析主要依据直接效应和间接效应回归系数符号与显著性,系数变化较大而难以获知变量的真实边际效应,更多关注变量的影响存在性和方向性,所以足以保证上述关于长江经济带城市绿色技术创新效率动力机制分析具有较高的可靠性。

表4 基于地理距离空间权重矩阵下绿色技术创新效率的空间效应

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	econo	0.135***	(2.836)	0.094*	(1.879)	0.176*	(1.708)	0.007	(0.077)
	envir	0.121	(0.242)	-0.431	(-0.934)	-0.018	(-0.029)	-1.522*	(-1.649)
	gover	1.011*	(1.660)	-1.755	(-1.457)	1.174**	(2.207)	1.134*	(1.774)
	FDI	0.803**	(2.347)	2.215**	(2.423)	1.926*	(1.656)	0.018	(0.011)
	indus	0.146*	(1.751)	-0.034	(-0.276)	0.096**	(2.328)	0.284*	(2.294)
	reven	-0.158*	(-1.677)	0.452	(0.760)	-0.407**	(-2.473)	-0.597*	(-1.723)
间接效应	econo	0.243	(0.070)	0.297	(0.148)	-0.100	(-0.025)	0.496**	(2.249)
	envir	4.420**	(2.084)	-2.796	(-0.253)	-1.201	(-0.056)	-6.114**	(-2.221)
	gover	5.370	(0.097)	8.319**	(2.343)	-21.815**	(-2.111)	-0.139	(-0.008)
	FDI	-23.295**	(-2.098)	-32.840**	(-2.224)	16.605	(0.165)	14.493**	(2.298)
	indus	-1.768	(-0.228)	-0.242	(-0.098)	-1.114	(-0.111)	-0.953	(-0.286)
	reven	1.717**	(2.075)	4.523	(0.287)	-5.223**	(-2.176)	-5.934	(-0.312)
总效应	econo	0.378*	(1.707)	0.390*	(1.688)	0.076*	(1.719)	0.504	(0.247)
	envir	4.541**	(2.086)	-3.227	(-0.282)	-1.219	(-0.056)	-7.637*	(-1.769)
	gover	6.381*	(1.815)	6.564	(0.263)	-20.641**	(-2.102)	0.995	(0.058)
	FDI	-22.491	(-0.093)	-30.626	(-0.203)	18.531*	(1.879)	14.511**	(2.291)
	indus	-1.622	(-0.207)	-0.276	(-0.108)	-1.018	(-0.098)	-0.669	(-0.196)
	reven	1.560	(0.067)	4.975	(0.306)	-5.630**	(-2.185)	-6.531*	(-1.735)

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

资料来源:根据MATLAB2017a运行结果整理。

四、结论与政策启示

本文通过分析绿色技术创新能力提升的理论机理,采用超效率EBM模型分析长江经济带城市绿色技术创新效率的空间格局,并进一步采用空间杜宾模型SDM探究了其空间驱动机制,得出如下研究结论。

第一,长江经济带城市绿色技术创新能力领先全国,但内部地区差异显著,绿色创新发展协同

性有待提升。作为最重要的东西主轴,长江经济带集聚了国家大量的创新资源和创新动能,绿色技术创新基础扎实,城市绿色技术创新能力高于全国其他地区,为国家绿色创新驱动发展重要支撑带。但其内部地区发展差异巨大,整体呈上中下游地区右偏“V型”分布空间格局。上游地区城市大数据等绿色高技术发展迅猛,绿色技术创新后发优势突出;中游地区城市传统工业消耗了大量的创新资源,绿色技术创新效率低下;下游地区依托先进的产业动能和技术水平,引领长江经济带乃至全国绿色创新发展。除下游地区外,中上游地区中心城市存在吸取周边城市绿色创新生产要素现象,对周边城市绿色技术扩散不足。

第二,经济发展、政府支持、产业结构高级化是直接驱动长江经济带城市绿色技术创新能力提升的主导力量。绿色技术创新门槛条件较高,创新成果和创新收益存在不确定性,需要充足而稳定的研发投入,必须依托强大的经济支撑,增强绿色技术创新需求条件并提供坚实的创新物质基础。政府对企业的直接研发支持和间接政策支持则直接降低了企业开展绿色技术创新活动的交易成本,有利于企业绿色技术创新私人边际成本与社会边际成本保持一致,降低绿色技术创新外部性,提升长江经济带城市绿色技术创新积极性。随着长江经济带城市产业结构迈向中高端,高能耗型传统低端产能逐渐退出市场,而绿色新兴产能发展成熟,在新旧动能转换过程中集聚了丰富的高质量生产要素,极大增强了绿色技术创新能力。

第三,环境规制、外商投资、产业结构高级化、企业效益提升对长江经济带城市绿色技术创新能力具有显著的空间溢出效应。在“共抓大保护、不搞大开发”要求下,长江经济带沿线城市存在低效率执行环境政策倾向,造成部分技术优势企业向周边城市转移,为周边城市带来技术外溢,同时高能耗企业也会在“一刀切”环境政策下向邻近城市转移,以下游地区最为典型。长江经济带整体处于快速发展阶段,经济增长需求较为强烈,一定程度存在地区竞争。城市间外资竞争使得进入门槛降低,成为劣质外资“污染避难所”;而中心城市集聚生产要素推动产业结构高端化,却加剧周边城市传统产能依赖,且周边城市企业盈利能力下降,抑制企业生产技术改进投入,对周边城市绿色技术创新产生消极间接效应。

上述结论蕴含着如下政策启示。

其一,加快地区绿色创新协同发展。发挥绿色技术创新比较优势,下游地区城市立足自身技术和资本优势,重点突破基础性前沿绿色生产技术,保持全国绿色创新动力源优势;中游地区深挖自身创新资源优势,立足传统产业基础,主抓传统产业绿色转型技术;上游地区则继续沿着特色新兴产业增强自身技术创新能力。推动要素双向流动,中心城市在集聚绿色技术创新人才的同时,应加大对周边城市的反哺力度,依托产业项目与欠发达地区共建产业园区,释放绿色技术创新红利,缩小地区间绿色技术梯度差。实施绿色创新试点示范工程,鼓励试点城市与周边城市加强绿色技术合作,共同推进技术创新和环境保护,探索城市间绿色技术流动新模式、新机制、新思路,带动长江经济带全域城市绿色技术创新能力协同提升。

其二,加大政府绿色创新支持力度。持续加大绿色技术研发投入,以财政资金为杠杆,撬动社会资本进入,设立长江经济带绿色技术创新研发基金,支持企业实施绿色科技工程项目,保障企业开展绿色技术创新资金供给,加快绿色技术创新成果转化应用推广。优化绿色创新政策供给,从能耗、研发强度和与创新绩效与排放情况等维度制定绿色科技型企业标准,对于符合条件的企业给予一定的税收优惠,引导企业自主加强绿色技术研发,激发企业绿色创新积极性。搭建绿色技术创新基

地平台,在长江经济带科技创新基础良好的城市布局一批国家工程研究中心、国家重点实验室、国家科技资源共享平台,定期考评绿色创新基地平台服务成效,推动创新成果向全社会开放共享,使长江经济带全域共享绿色创新成果。

其三,推动环境治理“放管服”改革。柔性推进环保政策,针对地区突出环境问题科学制定管控政策,给予目标企业充分调整期以达到环保标准,严禁环保“一刀切”,杜绝以环保为借口阻碍企业正常生产经营活动,维护企业生产权利。提升环保政策有效性,主抓绿色技术创新最为迫切的企业,以地区污染高排放企业为重点,要求企业制定符合自身条件的绿色技术改进方案,在一定周期内有序完成技术改造升级,实现提升环境质量与增强地区绿色技术创新能力双赢目标。建设统一环境预警监测体系,推动上中下游地区城市环境信息共享,一旦出现污染型外资企业进入,长江经济带全域城市同时获取外资区位动向,防止发达国家淘汰落后的劣质外资企业转移至欠发达城市,挤占政府创新资源,削弱绿色技术创新动能。

其四,深入推进产业结构绿色转型升级。加快传统产能绿色化,强化传统产能绿色转型关键技术研发,以钢铁、化工、有色等长江经济带支柱型传统产业为重点,突破一批传统产业绿色化核心技术,研制出一批绿色改造关键设备,支持传统产业绿色升级,提升传统产能绿色创新能力。培育壮大绿色新兴产能,增强绿色新兴产能核心技术储备,以满足节能环保、新能源汽车产业、新能源装备等绿色新兴产业技术需求为抓手,重点研发资源循环利用工艺、节能电池与设备,着力构建绿色新兴产业发展的技术体系,保障绿色新兴动能绿色技术供给。积极推动制造业与服务业融合互动发展,推动企业采用第三方绿色技术服务模式,加强节能环保技术服务公司与制造业企业紧密对接,促进绿色节能技术专业化应用。

其五,增强企业绿色技术创新积极性。加大绿色技术知识产权保护力度,强化研发、试验、示范、推广、应用全过程知识产权保护,建立绿色技术侵权记录,并纳入国家企业信用信息公示系统,严格保护企业绿色技术知识产权。强化绿色技术研发市场化导向,围绕具有重大市场需求的节能环保、清洁能源、清洁生产等领域,启动绿色技术创新研发专项,遵循“项目从需求中来、成果到市场中去”原则,推动绿色技术研发成果市场化应用,切实增强地区绿色技术创新能力。加强绿色技术创新融资支持,鼓励地方政府设立担保基金,降低绿色技术创新企业和项目的融资门槛,对绿色技术研发应用项目给予一定的贴息贷款利率优惠,优化绿色技术创新企业债券发行或上市融资服务,最大限度满足企业绿色创新融资需求。

“将长江经济带建设成为我国生态文明建设的先行示范带”是国家对长江经济带的四大定位之一^[19],因此,必须依靠绿色技术创新,提高创新效率,促进长江经济带的绿色发展和生态文明建设。

参考文献:

- [1] 杨发明,许庆瑞. 企业绿色技术创新研究[J]. 中国软科学,1998(3):47-51.
- [2] YARIME M. Promoting green innovation or prolonging the existing technology[J]. Journal of Industrial Ecology,2007,11(4):117-139.
- [3] 游达明,黄曦子. 长江经济带省际工业生态技术创新效率评价[J]. 经济地理,2016,36(9):128-134.
- [4] 李婉红. 中国省域工业绿色技术创新产出的时空演化及影响因素:基于30个省域数据的实证研究[J]. 管理工程学报,2017,31(2):9-19.
- [5] 梁圣蓉,罗良文. 国际研发资本技术溢出对绿色技术创新效率的动态效应[J]. 科研管理,2019,40(3):21-29.

- [6] 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.
- [7] 黄志斌,张涛. 企业绿色技术创新及其阻碍因素析解[J]. 自然辩证法研究,2018,34(8):129-133.
- [8] 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.
- [9] XIANG W, CHEN X, ZHANG F. The diffusion of green technology innovation based on cloud platform for energy saving[J]. Ekoloji, 2019, 28(107):1641-1650.
- [10] 张江雪,张力小,李丁. 绿色技术创新:制度障碍与政策体系[J]. 中国行政管理,2018(2):153-155.
- [11] TONE K, TSUTSUI M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA: A third pole of technical efficiency[J]. European Journal of Operational Research, 2010, 207(3):1554-1563.
- [12] 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(3):147-160.
- [13] 张旭,王宇. 环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应[J]. 科技进步与对策,2017,34(17):111-119.
- [14] 黄磊,吴传清. 长江经济带城市工业绿色发展效率及其空间驱动机制研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019, 29(8):40-49.
- [15] 欧雪银. 产业结构高级化促进“制造服务业”创造国际竞争优势研究[J]. 社会科学家,2019(4):54-63.
- [16] 游达明,邓颖蕾. 企业清洁技术创新水平及其影响因素的区域差异:基于市场型环境规制视角[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2019,20(2):62-67.
- [17] ELHORST J P. Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels[M]. Heidelberg: Springer, 2014:37-67.
- [18] LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009:189-210.
- [19] 张莹,潘家华. “十四五”时期长江经济带生态文明建设目标、任务及路径选择[J]. 企业经济,2020(8):5-14.

Research on the cities' green technology innovation efficiency and its dynamic mechanism in the Yangtze River Economic Belt

HUANG Lei^{1a,1b}, WU Chuanqing^{2a,2b}

(1. a. College of Economics and Management, b. Economic Research Center, Southwest University, Chongqing 400715, P. R. China; 2. a. Center for Regional Economics, b. China Institute of Development Strategy and Planning, Wuhan University, Wuhan 430072, P. R. China)

Abstract: This paper measures and analyzes the spatial pattern of green technology innovation efficiency of 110 cities of the Yangtze River Economic Belt in 2017 by using the EBM model. This paper further explores the efficiency's internal driving mechanism with the spatial Durbin model. The results show several findings. Firstly, the efficiency is ahead of the national average level, but there are significant differences between the upper, middle and lower reaches. Secondly, economic development, government support and industrial structure upgrading are the leading forces to directly enhance the green technology innovation capability of the cities. Thirdly, environmental regulation, foreign investment, advanced industrial organization and enterprise benefit have strong spatial spillover effect on the efficiency. To further enhance the green technology innovation capability of cities in the Yangtze River Economic Belt, it is necessary to accelerate the process of regional green innovation's coordinated development, increase government support for green innovation, optimize environmental governance model, promote industrial structure's greenization and upgradation, and enhance the initiative of enterprises' green technology innovation.

Key words: green technology innovation; city efficiency; the Yangtze River Economic Belt; dynamic mechanism; spatial effect

(责任编辑 傅旭东)