

环境规制与绿色创新效率的空间异质效应

——基于长江经济带工业企业数据

刘明玉¹, 袁宝龙²(博士)

【摘要】 基于2000~2014年长江经济带11个省市的工业面板数据,运用两阶段网络SBM-DEA模型对长江经济带工业绿色创新效率及其阶段效率进行测算,并采用空间计量模型检验不同类型环境规制对长江经济带工业绿色创新效率的空间异质效应。研究表明,长江经济带工业绿色创新效率不高,不同区域的工业绿色创新效率具有较大的空间差异性。不同类型环境规制对工业绿色创新效率的影响效应存在差异,命令控制型环境规制对工业绿色创新效率的影响不显著,经济激励型环境规制对工业绿色创新效率有显著的正向促进作用,自愿意识型环境规制与工业绿色创新效率之间存在非线性的“U”型关系。这对设定合理的环境规制形式以促进长江经济带工业绿色创新效率提高,进而打造我国绿色经济支撑带具有重要的政策启示。

【关键词】 不同类型环境规制; 长江经济带; 绿色创新效率; 空间异质效应

【中图分类号】 F421 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-0994(2018)24-0144-10

一、引言

改革开放以来,我国经济快速增长的奇迹令世界瞩目,与此同时,也付出了巨大的资源与环境成本,2015年北方大部分地区被雾霾笼罩就是例证。高投入、高消耗的经济增长模式导致环境承载力持续下降,环境成本急剧上升,从而引发一系列资源与环境问题。“十三五”规划明确提出:到2020年全国万元国内生产总值能耗要比2015年下降15%,能源消费总量要控制在50亿吨标准煤以内;全国化学需氧量、氨氮、二氧化硫、氮氧化物排放总量分别控制在2001万吨、207万吨、1580万吨、1574万吨以内,比2015年分别下降10%、10%、15%和15%;全国挥发性有机物排放总量比2015年下降10%以上。面对严

峻的资源环境形势,推动工业绿色转型、加快转变经济发展方式已迫在眉睫。其中,提高绿色发展及工业绿色创新效率是实现转型的关键,而绿色经济支撑带是引擎和动力。

长江经济带是我国经济社会发展的重要支撑带,对于推动我国产业转型升级和绿色发展具有重要的促进和示范作用,建立“生态文明建设的先行示范带”是其重要战略定位。2014年9月,国务院印发的《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》(国发[2014]39号)中明确提出“打造沿江绿色能源产业带”“建设绿色生态廊道”的思路。然而,长江经济带工业发展面临严峻的资源与环境约束问题。以水资源为例进行如下说明:其一,长江经济带水资源利用效率低下问题较为突出,万元工业增加

【基金项目】 国家社会科学基金重大项目“长江经济带产业绿色发展战略与政策体系研究”(项目编号:15ZDA020); 国家自然科学基金青年项目“市场型环境规制对制造业生态效率的影响:机制、路径及其效应”(项目编号:71703171); 湖南省社会科学成果评审委员会课题“创新驱动湖南省制造业绿色发展的机制与对策研究”(项目编号:XSP17YBZZ14)

值用水量约为发达国家的2~5倍,工业用水重复利用率却不足45%。农业灌溉水有效利用系数为0.45,远落后于发达国家的水平(0.7~0.8),而且沿江高耗水行业规模较大,加剧了长江经济带水资源的供需矛盾。其二,长江经济带沿江以高排放和高污染的重化工业布局为主,导致水质结构性污染较为严重,2015年上半年COD排放量达418.56万吨,约占全国的36.8%。重庆、岳阳、武汉、南京、镇江、上海六市累计形成了600千米的岸边污染带,约占长江干流污染带总长的73%,对长江经济带水生态环境造成了严重损害。因此,推动长江经济带工业绿色转型、加快转变经济发展方式已迫在眉睫,而如何提高工业绿色创新效率对促进长江经济带工业绿色转型具有重要的实践价值。

基于此,本文试图回答以下问题:当前长江经济带工业绿色创新效率究竟处于何种水平?不同的环境规制工具对长江经济带工业绿色创新效率的影响有何不同?环境规制与工业绿色创新效率之间是否存现显著的空间差异?针对这些问题,本文利用2000~2014年长江经济带11个省市的工业面板数据,运用两阶段网络SBM-DEA模型对长江经济带工业绿色创新效率及其阶段效率进行测算,并采用空间计量模型检验不同类型环境规制对长江经济带绿色创新效率的空间异质效应。这一研究有助于为长江经济带依靠环境规制促进工业绿色创新、实现长江经济带工业绿色转型升级提供有益的政策指导。

二、相关文献述评

(一)绿色创新效率测算

环境保护与绿色技术创新作为转变经济发展方式的重要战略,两者之间的关系一直是研究的热点问题^{[1][2][3][4][5]}。绿色创新效率衡量的是最优技术结构下可能的最优产出,绿色创新效率可通过增加“好产出”和减少“坏产出”来推动绿色发展,因此绿色创新效率的科学测度对探析工业绿色发展水平的差异及演化特征至关重要。目前,相关文献对绿色创新效率的测度主要基于非参数的数据包络分析(DEA)模型。比较具有代表性的有:周力^[6]基于DEA-Malmquist指数方法测度了我国省级的绿色创新指数,研究发现我国绿色创新水平整体上呈现由西至东依次递减的趋势;韩晶^[7]运用考虑非期望产出的BCC模型来测算我国区域绿色创新效率,研究发现各地区绿色创新效率呈现出较大的差异性,绿色创

新效率排名前五位的地区都聚集在东部沿海地区,绿色创新效率后五位地区都位于中西部欠发达地区;钱丽等^[8]基于共同前沿理论和DEA模型对2003~2010年各省份企业绿色科技研发、成果转化效率及区域间的技术差距进行测度,并对无效率值进行分解,研究发现考察期内我国企业绿色创新效率偏低,并且呈现下降趋势;王惠等^[9]基于2006~2012年我国省级面板数据,运用Super-SBM模型测度环境约束下高技术产业绿色创新效率。

然而,上述文献在运用DEA方法对产业或区域绿色创新效率进行研究时,直接将绿色创新过程看作一个投入——产出的“黑箱”,而忽略了系统内部过程和阶段特征^[10]。传统DEA方法测度绿色创新效率时,一方面没有考虑从投入到产出的中间环节和过程,无法准确反映工业绿色创新效率的实际情况;另一方面无法得知系统内部各个子阶段相对效率及各阶段对整体效率的影响,大大降低了工业绿色创新效率分析的现实指导意义。

基于此,网络DEA方法则是多阶段决策单元绩效评价的一种有效分析手段,可对系统内部和阶段特征进行科学评价。Fare、Grosskopf^[11]提出了径向网络DEA方法,Tone、Tsutsui^[12]则构建了考虑松弛量的非径向网络SBM-DEA模型,之后被广泛应用于绿色创新效率测算。何枫^[13]将非期望产出纳入网络SBM-DEA模型,对我国钢铁企业的绿色创新效率进行测度,钢铁企业整体以及铁前和铁后工序阶段的绿色技术效率均呈现倒U型曲线特征。吴美琴等^[14]基于创新价值链视角,将能源与环境因素纳入研究框架,运用网络SBM模型对2009~2013年我国绿色创新效率进行测度与分析,研究发现绿色创新效率整体水平不高,西部地区表现最为不佳。不过,目前运用网络SBM-DEA模型对长江经济带工业绿色创新效率进行测度的文献很少,仅有汪克亮^[15]测度了基于环境压力的长江经济带工业生态效率,但该文献没有涉及绿色创新效率,也未打开绿色创新过程的“黑箱”,相关研究值得拓展。

(二)环境规制与绿色创新

环境规制是我国环境管理正式制度的重要一环,合理的环境规制设计有利于促进提高绿色创新水平及推动工业发展方式转变^[16]。目前,大量文献探讨了环境规制与绿色技术创新的线性或非线性关系。如李玲、陶锋^[17]基于面板数据模型对环境规制与绿色全要素生产率的关系进行检验,力图从促进

生产率的角度找出不同产业最优环境规制强度的拐点;蒋伏心等^[5]研究表明环境规制与绿色技术创新之间呈现先下降后上升的“U”型动态关系,随着环境规制强度的加大,“抵消效应”将转变为“补偿效应”。但上述文献没有将环境规制类型进行有效区分,因而无法探究不同类型环境规制对绿色技术创新效率的异质效应。

(三)环境规制的分类研究

目前有不少文献对环境规制类型进行了分类研究。许士春、何正霞^[18]通过对不同环境规制的比较分析发现,排污税率和排污许可价格与企业绿色技术创新的激励程度都呈正相关关系;张江雪等^[19]运用面板数据模型测算了行政型、市场型和公众参与型三种类型的环境规制对工业绿色增长指数的影响,研究表明行政型和市场型环境规制对工业绿色增长有显著作用,但公众参与型环境规制对工业绿色增长的作用有限;彭星、李斌^[20]研究了不同类型环境规制对不同地区工业绿色创新的影响效应,研究表明不同类型环境规制对工业绿色转型的影响存在异质性,命令控制型环境规制的非线性影响效应并不存在,但经济激励型环境规制与自愿意识型环境规制的增强,可明显提高绿色技术创新水平及促进工业绿色转型。上述文献对于研究不同类型环境规制对绿色创新效率的影响具有重要的参考价值,但目前还没有将研究扩展到具体的区域经济带,且没有考虑空间相关性对估计结果的影响。

综上所述,目前还没有文献探究不同类型环境规制下长江经济带工业绿色创新效率的空间异质效应。因此,本文的学术贡献包括:一是将环境规制与绿色创新效率的研究扩展到长江经济带层面,可为长江经济带工业绿色发展提供政策指导;二是基于两阶段创新价值链将创新过程划分为技术开发阶段和技术商业化阶段,运用网络SBM-DEA模型对长江经济带的工业创新水平进行科学测度,有助于揭示创新的过程性特征;三是将环境规制区分为不同类型,并引入空间效应,检验不同类型环境规制的空间异质效应,从而为制定差异化的环境规制政策提供理论支撑和实践指导。

三、基于两阶段网络SBM-DEA模型的绿色创新效率测度及评价

(一)两阶段网络SBM-DEA模型

Tone、Tsutsui^[12]构建的网络SBM-DEA模型,

用于评价决策单元整体及各组成部门的效率,属于非径向效率测算方法,解决了投入产出变量的非同比例变化问题。本文将创新过程划分为技术开发阶段和技术商业化阶段,主要运用考虑非期望产出的网络SBM-DEA模型来测度绿色创新效率。

假设DMU_j(j=1,2,⋯,n)技术开发阶段的投入为 $x_j^1=(x_{1j}^1, x_{2j}^1, \dots, x_{m_1j}^1)$,技术开发阶段的产出即中间链接变量为 $z_j^{(1,2)}=[z_{1j}^{(1,2)}, z_{2j}^{(1,2)}, \dots, z_{t_0j}^{(1,2)}]$,技术商业化阶段的中间投入为 $x_j^2=(x_{1j}^2, x_{2j}^2, \dots, x_{m_2j}^2)$,最终产出为 $y_j^2=(y_{1j}^2, y_{2j}^2, \dots, y_{r_0j}^2)$,则技术开发阶段的生产可能集为:

$$T^1 = \begin{cases} [x^1, z^{(1,2)}] / \sum_{j=1}^n \lambda_j^1 x_{ij}^1 \leq x_{i0}^1, i=1,2,\dots,m_1 \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j^1 z_{tj}^{(1,2)} \geq z_{t0}^{(1,2)}, t=1,2,\dots,T \end{cases} \quad (1)$$

技术商业化阶段的生产可能集为:

$$T[x^1, z^{(1,2)}, y^2] = \begin{cases} [x^2, z^{(1,2)}, y^2] / \sum_{j=1}^n \lambda_j^2 x_{ij}^2 \leq x_{i0}^2, i=1,2,\dots,m_2 \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j^2 z_{tj}^{(1,2)} \leq z_{t0}^{(1,2)}, t=1,2,\dots,T \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j^2 y_{rj}^2 \geq y_{r0}^2, r=1,2,\dots,R \end{cases} \quad (2)$$

那么考虑非期望产出的非径向两阶段网络SBM-DEA模型可定义为:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik}} \right)}{1 + \frac{1}{P+Q} \left(\sum_{r=1}^P \frac{s_r^{g+}}{y_{rk}} + \sum_{q=1}^Q \frac{s_q^{b+}}{u_{rk}} \right)} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} x_k &= X\lambda + s^- \\ \text{s.t. } y_k &= Y\lambda + s^{g+} \\ u_k &= U\lambda + s^{b+} \\ s^-, s^{g+}, s^{b+}, \lambda &\geq 0 \end{aligned}$$

式中, s^- 、 s^{g+} 、 s^{b+} 分别表示投入、期望产出以及非期望产出的冗余。当 $\rho=1$ 时,即 $s^- = s^{g+} = s^{b+}$ 时,不存在投入及非期望产出的冗余,也不存在期望产出的不足,此时被评价的决策单元有效;当 $0 < \rho < 1$ 时,则被评价的单元是低效的,说明投入产出量有待优化。

(二)两阶段创新价值链下绿色创新效率指标选取

价值链下绿色创新指标的选取与合理量化对于绿色创新效率的衡量至关重要,本文选取2000~

2014年长江经济带11个省市规模以上工业企业为样本集。考虑到技术创新过程和阶段的产出滞后特点,对绿色技术研发阶段的初始投入采用1998~2012年的数据、第一阶段的产出(绿色科技成果产出)和第二阶段的中间投入采用1999~2013年的数据、最终产出(绿色经济效益产出)采用2000~2014年的数据。其中,绿色创新活动中两个阶段的滞后期分别为2年和1年^[21]。数据来源于相应年份的《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及《中国环境统计年鉴》。模型中涉及初始投入、中间产出、非研发中间投入、期望产出和非期望产出等五个指标。价值链视角下投入产出指标界定及处理如下:

技术开发阶段是研发创新的第一子阶段,投入产出主要从人力、资本角度衡量。本文选取更为客观的指标——R&D人员全时当量来衡量人力资源投入;在资本投入方面,由于当年的R&D经费内部支出对以后的创新也会产生影响,因此用R&D资本存量衡量资本对创新的影响比较准确。采取朱平芳、朱伟民^[22]及黄奇等^[23]的做法,运用永续盘存法计算R&D资本存量:

$$RD_{it} = (1 - \sigma)RD_{i(t-1)} + K_{it} \quad (4)$$

其中:资本折旧率 $\sigma = 15\%$; RD_{it} 、 $RD_{i(t-1)}$ 分别表示第*i*个省份工业企业第*t*年和第*t-1*年的R&D资本存量; K_{it} 表示第*i*个省份第*t*年工业企业R&D内部经费实际支出,本文以1998年的不变价R&D经费内部支出为基数,用R&D支出价格指数对名义R&D经费内部支出进行平减。基期1998年的R&D资本存量的计算公式为:

$$RD_{i1998} = \frac{K_{i1998}}{g_i + \sigma} \quad (5)$$

其中, $g_i = \sqrt[15]{\frac{K_{i2012}}{K_{i1998}}} - 1$,为长江经济带11个省市

工业企业1998~2012年15年间R&D经费内部实际支出的平均增长率。在创新中间产出方面,选取的变量有专利申请量、新产品开发项目数。新产品开发项目数可以弥补以专利数量作为创新产出指标时存在的不足^{[24][25][26]}。

在绿色技术商业化阶段,选取购买引进改造等费用^{[8][27]}及工业能源消费量^[9]作为非研发中间投入。绿色技术商业化阶段作为完整的生产过程,科技成果向商业价值转化并不能自动出现,该过程的顺利实施需要资金和能源的再投入。在最终产出方面,

选取新产品销售收入来衡量期望产出。新产品销售收入能够较好地反映工业企业创新成果的经济价值和市场价值,同时利用2000年不变价工业品出厂价格指数平减。另外,基于绿色创新的内涵,选取空气中工业SO₂排放量、工业废水排放总量和工业烟(粉)尘排放量作为非期望产出变量,并运用熵值法得出环境污染综合指数^{[7][27][28]}。

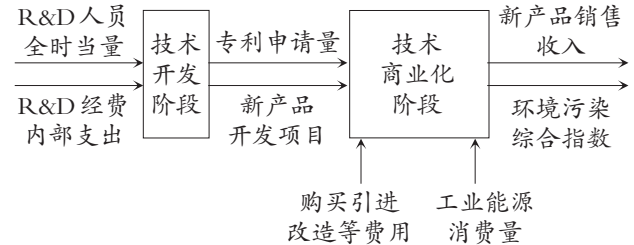


图1 长江经济带工业企业绿色技术创新两阶段生产过程

(三)长江经济带绿色创新效率综合评价

本文运用基于规模收益可变(VRS)的包含非期望产出的网络SBM-DEA模型和Maxdea Pro 6.19软件对2000~2014年长江经济带的绿色创新效率进行测度,并将长江经济带区分为上游、中游和下游,绿色创新效率结果如表1所示。研究发现,2000~2014年长江经济带绿色创新效率的平均值为0.435,还有较大的提高空间,并且不同区域的绿色创新效率有较大的空间差异性。下游地区的绿色创新效率较高,平均值为0.615,其中:上海的绿色创新效率最高,达0.926,接近绿色创新效率的前沿,这与上海地区拥有发达的绿色创新科技相关;其次是江苏和浙江,绿色创新效率均在0.5以上;下游地区绿色创新效率值最低的省份是安徽,绿色创新效率值仅为0.324。中游地区的绿色创新效率平均值为0.322,是三个区域中最低的,其中绿色创新效率由高到低排序依次为湖北、湖南和江西,这与三个地区的绿色技术开发及科技转化水平高低也是一致的。上游地区的绿色创新水平平均值为0.339,整体来看似乎比中游地区高,但这主要与重庆的绿色创新效率值较高有关,若除去重庆,其他三个地区的绿色创新效率值均在0.3以下,明显低于中游地区;绿色创新效率值最低的地区是贵州,绿色创新效率值仅为0.129。综上,这从一个侧面说明了经济发达程度与工业企业技术创新效率水平之间呈正相关关系。下游地区的经济发展水平、技术水平、生产管理水平较高,技术创新的“硬件”和“软件”明显优于上、中游地

区,技术创新研发和转化处于领先地位,因此绿色技术创新效率较高。而长江经济带上游地区承接了大量“高能耗、高污染”工业企业的转移任务,其在带来经济增长的同时,也对技术创新的资源与环境效应造成了负面影响,不利于绿色创新效率的提高。

表 1 2000~2014年长江经济带及上、中、下游两阶段绿色创新效率

地区	整体效率	技术开发阶段效率	技术商业化阶段效率
下游	上海	0.926	0.852
	江苏	0.530	0.446
	浙江	0.682	0.733
	安徽	0.324	0.433
	均值	0.615	0.616
中游	江西	0.251	0.303
	湖北	0.368	0.386
	湖南	0.346	0.519
	均值	0.322	0.403
上游	重庆	0.725	0.700
	四川	0.294	0.378
	贵州	0.129	0.256
	云南	0.207	0.365
	均值	0.339	0.425
长江经济带均值	0.435	0.435	0.485

根据两个子阶段的绿色创新效率估计结果发现,长江经济带技术开发阶段的效率值低于技术商业化阶段的效率值,下游地区也具有类似的特征,不过中游和上游地区的技术商业化阶段效率值明显低于技术开发阶段效率值。从技术开发阶段的效率值看,下游地区高于上游地区,最低的是中游地区;上海的技术开发效率值最高,其次是浙江和重庆,最低的是贵州。从技术商业化阶段的效率值看,三个区域的排名没有改变,上海的技术商业化效率值达到技术前沿标准,重庆的技术商业化效率值超过浙江,效率值最低的依然是贵州。

针对不同省市在技术开发阶段和技术商业化阶段的效率表现,分别以技术开发阶段、技术商业化阶段效率的均值为界线,将长江经济带九省二市划分为四类。图2显示,11个省市中落在C区域的属于两阶段效率值相对较

高的上海、重庆和浙江三个地区,特别是上海达到了技术前沿标准,这三个城市均达到了技术开发有效和技术商业转化有效,属于高效集约型创新。位于B区域(高技术开发效率、低商业化效率)的只有湖南。落在D区域(低技术开发效率、高商业化效率)的只有江苏一个地区。其他六个城市均落在A区域,包括贵州、江西、云南、四川、安徽和湖北,该区域的技术开发效率和商业化效率都低于均值,这类地区属于粗放型低效率技术创新。可见,从价值链视角看,长江经济带大部分地区的绿色创新效率都处于低效率状态,技术开发效率和商业化效率都有进一步提高的空间。而且,无论是整体效率还是子阶段效率,绿色创新效率都表现出明显的空间差异性。

四、研究设计

(一)计量模型设定

环境规制作为我国环境管理正式制度的重要一环,合理的环境规制设计有利于促进绿色创新水平提高及推动工业发展方式转变,但不同类型环境规制的影响效应存在较大差异。同时,长江经济带的绿色创新效率有明显的空间异质性,因此本文将空间效应纳入计量模型,检验不同类型环境规制对长江经济带绿色创新效率的空间异质效应。本文设定空间计量模型如下:

空间面板SAR模型:

$$GIE_{it} = \rho W \times GIE_{it} + \alpha_1 ER_{it} + \alpha_2 ER_{it}^2 + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ 。

空间面板SEM模型:

$$GIE_{it} = \beta_1 ER_{it} + \beta_2 ER_{it}^2 + \delta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $\xi_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ 。

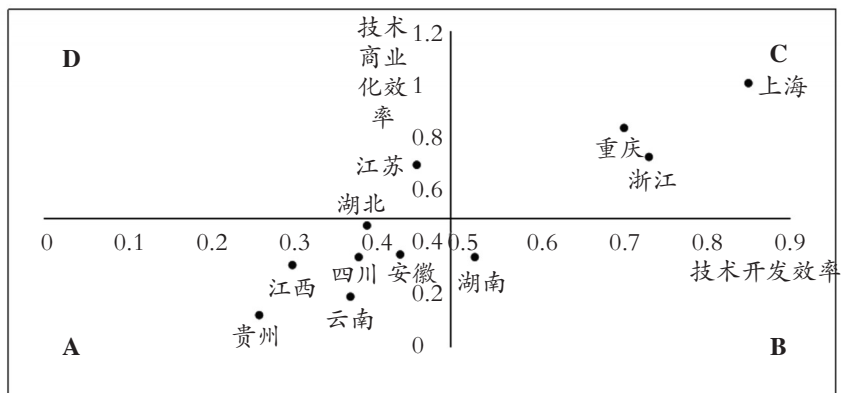


图 2 2000~2014年长江经济带两阶段绿色创新效率矩阵

上述模型中,空间面板SAR模型反映空间依赖性来源于相邻地区的绿色创新程度。 ρ 是空间自相关系数, W 为空间权重矩阵。 GIE_{it} 为绿色创新效率, ER_{it} 为环境规制,本文将环境规制区分为命令控制型、经济激励型与自愿意识型三种。本文还加入 ER_{it}^2 用于检验不同类型环境规制与绿色创新效率之间的非线性关系。 X_{it} 为控制变量,用于控制其他因素对绿色创新效率的影响效应。 μ_i 为个体效应, ε_{it} 为随机扰动项。空间面板SEM模型反映空间依赖性是由相邻区域的误差冲击对该地区绿色创新效率的影响所产生的, λ 为空间误差系数,其他变量与SAR模型具有相同的定义。

(二)变量选取

本文以长江经济带11个省市为研究对象,运用2000~2014年的面板数据进行计量检验。被解释变量绿色创新效率运用前文计算得到的各地区网络SBM-DEA效率值来衡量。其他变量选取如下:

1. 环境规制。基于我国环境保护政策实践,总体来看,我国的环境规制体系包括命令控制型、市场激励型和自愿意识型环境规制三种:命令控制型环境规制主要指利用环境标准、环保立法等强制性政策、法规来约束污染物排放主体的行为;市场激励型环境规制主要指利用环保补贴、排污权交易、排污费、环境税等价格工具来激励污染物排放主体实施节能减排;自愿意识型环境规制主要指公众、非政府环保组织等参与环境保护,进而影响污染物排放主体的行为。基于三种环境规制工具的内涵和作用机制,结合数据的可获得性,本文借鉴张江雪等^[19]及彭星、李斌^[20]关于不同类型环境规制指标的选取方法,用受理环境行政处罚案件数来衡量命令控制型环境规制,反映出我国环境保护的立法高度和执法力度;用单位GDP排污费收入衡量市场激励型环境规制,反映出政府部门利用价格和费用等市场化手段来治理污染的强度;用环境信访量衡量自愿意识型环境规制,反映出企业对节约资源和保护环境的承诺或行动的参与度。

2. 控制变量。经济规模RP用各地区GDP来衡量,并用2000年的CPI指数进行平减;产业结构IS用第三产业增加值占GDP的比重来衡量;科技创新水平RD用各地区R&D经费内部支出占GDP的比重来衡量;对外开放水平OP用各地区对外贸易进出口总额占GDP的比重表示;政府干预GV用各地区财政支出占GDP的比重表示;能源结构ES用天

然气消费量占能源消费总量的比重来衡量,表示相对清洁能源的使用程度。

3. 空间权重矩阵。空间权重矩阵的选择与计算至关重要,常见的空间权重矩阵主要是空间邻接矩阵、地理距离矩阵及经济距离矩阵。考虑到长江经济带属于区域带,设定空间邻接矩阵并不能反映地区间的直接联系,而且单独的地理距离或经济距离并不能全面反映空间相关关系,因此本文构建空间混合矩阵来进行空间计量估计。空间混合矩阵综合地理和经济因素,若两个地区地理相近且经济差距小,那么其交互影响较大。本文设定空间混合矩阵 W_{MIX} 为地理权重矩阵和经济权重矩阵的乘积,即 $W_{MIX}=W_D \times W_E$,其中:地理距离 W_D 和经济距离 W_E 分别用各省省会城市之间的距离和人均GDP距离的倒数来衡量。

五、不同类型环境规制的空间异质效应检验

(一)空间相关性检验

空间计量的前提是变量之间存在空间相关关系,而Moran's I指数是判定空间相关性最主要的指标,计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (8)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 是第*i*地区观测值,本文中是指绿色创新效率。计算结果见表2,绿色创新效率的Moran's I指数通过了10%的显著性检验,而且空间相关系数均为正,表明长江经济带的绿色创新效率具有显著的空间正相关性,可进行空间计量相关检验,这也意味着技术空间扩散与外溢以及创新资源的地区间共享,在一定程度上促进了邻近地区的技术创新活动。

(二)空间异质效应估计结果及讨论

本文以LM检验判断SAR模型或SEM模型的优劣性。表3的估计结果显示,被解释变量为整体效率和技术商业化阶段效率的模型中LM-lag统计量比LM-err统计量更显著,表明这些估计中SAR模型更合适,而被解释变量为技术开发阶段效率的估计中LM-err统计量比LM-lag统计量更显著,表明该估计更适用SEM模型。此外,观察面板Moran's I指数发现,所有模型中的Moran's I指数均显著为

2000~2014年长江经济带绿色创新效率的Moran's I指数

年份	Moran's I	E(I)	Z	P-value
2000	0.177	-0.100	1.353	0.088
2001	0.239	-0.100	1.707	0.044
2002	0.194	-0.100	1.289	0.099
2003	0.278	-0.100	1.634	0.051
2004	0.324	-0.100	2.097	0.018
2005	0.237	-0.100	1.886	0.030
2006	0.222	-0.100	2.051	0.020
2007	0.255	-0.100	1.470	0.071
2008	0.210	-0.100	1.313	0.095
2009	0.236	-0.100	1.512	0.065
2010	0.202	-0.100	1.329	0.092
2011	0.252	-0.100	1.539	0.062
2012	0.263	-0.100	1.699	0.045
2013	0.302	-0.100	1.925	0.027
2014	0.252	-0.100	1.650	0.049

正,表明空间相关性存在,空间模型设定合理,这与截面Moran's I指数的结论是一致的,并且与 ρ/λ 的系数均显著为正相一致。

从环境规制对长江经济带绿色创新整体效率的空间估计结果来看,不同类型环境规制的影响效应存在差异。命令控制型环境规制LnERC对绿色创新效率的影响系数为正但不显著,其平方项LnERC²的系数也不显著,表明命令控制型环境规制对绿色创新效率的促进作用不明显,并且与绿色创新效率之间的非线性关系不存在;市场激励型环境规制ERS对绿色创新效率有显著的正向促进作用,其平方项ERS²的系数为负且不显著,表明市场激励型环境规制有利于提高绿色创新效率,但两者之间不存在直接的非线性关系;自愿意识型环境规制LnERK对绿色创新效率的影响系数显著为负,并且其平方项LnERK²的系数显著为正,表明自愿意识型环境规制与绿色创新效率存在非线性的“U”型关系,只有当自愿意识型环境规制越过拐点值时才能对绿色创新效率有明显的促进作用。

通常来说,环境规制对绿色技术创新既有正面的“补偿效应”,又有负面的“抵消效应”。一方面,环境规制导致的成本增加有利于刺激企业改进生产工艺或提高治污能力,同时政府的绿色补贴政策也将为企业绿色创新资金的支持,最终可减少或抵消环境规制给企业增加的环境成本,称之为“创新补

偿效应”。另一方面,环境规制也会给企业绿色创新带来负面效应,如环境规制带来的污染治理成本提高将对企业的研发投入资金产生挤出效应,导致企业绿色创新资金减少,不利于企业进行绿色技术创新,称之为“创新抵消效应”。当环境规制增强并且未越过拐点值时,“创新抵消效应”占据主导地位,“创新补偿效应”较小,环境规制对绿色研发投入有挤出效应,不利于提高绿色创新效率;不过当环境规制越过拐点值时,“创新补偿效应”增大并超过“创新抵消效应”,此时环境规制通过刺激企业改进生产工艺,有利于提高绿色创新效率,因此环境规制与绿色创新效率之间将表现出“U”型关系。不同类型环境规制对绿色创新效率存在差异性影响的原因在于:命令控制型环境规制的“技术强制性”导致企业没有选择绿色创新技术的权利,表现为对绿色创新效率没有促进作用;市场激励型环境规制则考虑了企业的减排成本,运用市场力量鼓励企业充分配置资源,赋予企业选择绿色创新技术的权利,表现为对绿色创新效率持续的促进作用;自愿意识型环境规制对企业无约束力,但可引导企业发挥自身节能减排的主观能动性,不过鉴于目前企业和居民的环保意识比较淡薄,只有越过一定的拐点值后才能显著促进绿色创新效率,因此两者之间表现出先下降后上升的趋势。对长江经济带而言,下游地区市场激励型环境规制与自愿意识型环境规制较强,因此其绿色创新效率也较高;而中、上游地区以命令控制型环境规制为主,绿色创新效率的提高受到明显的抑制。

从环境规制对长江经济带绿色创新阶段效率的空间估计结果来看,命令控制型环境规制对技术开发阶段与技术商业化阶段绿色创新效率的促进作用均不明显;市场激励型环境规制对技术开发阶段绿色创新效率具有持续的正向影响,而与技术商业化阶段的创新效率之间呈现出先下降后上升的“U”型关系;自愿意识型环境规制与技术开发阶段和技术商业化阶段绿色创新效率之间均表现为先下降后上升的“U”型关系。相对而言,市场激励型环境规制对技术开发阶段绿色创新效率的促进效果更为明显,即通过刺激企业绿色创新资金投入而使企业获得更多的专利申请量、新产品开发项目数,研发阶段的绿色创新效率必然提高;而技术商业化阶段的绿色创新效率还受成果转化等其他多种因素的影响,若经济激励型环境规制未越过拐点值,难以对技术商业化阶段的绿色创新效率产生明显的激励作用,只有

表 3 不同类型环境规制对长江经济带绿色创新效率的空间效应估计结果

变量	整体效率			技术开发阶段效率			技术商业化阶段效率		
	命令控制型	市场激励型	自愿意识型	命令控制型	市场激励型	自愿意识型	命令控制型	市场激励型	自愿意识型
LnERC	0.109 (0.39)			0.136 (0.52)			0.142 (0.45)		
LnERC ²	-0.006 (-0.35)			-0.003 (-0.20)			-0.008 (-0.39)		
ERS		0.020* (1.70)			0.007*** (16.55)			-0.008** (-2.07)	
ERS ²		-0.001 (-1.46)			-0.002 (-0.39)			0.001** (2.21)	
LnERK			-0.047** (-2.58)			-0.036* (-1.71)			-0.045* (-1.92)
LnERK ²			0.002** (2.49)			0.002* (1.88)			0.003* (1.98)
LnRP	-0.005** (-2.16)	-0.004* (-1.87)	-0.004** (-2.02)	-0.086* (-1.89)	-0.004** (-2.00)	-0.003** (-2.20)	-0.008** (-2.47)	-0.006** (-2.48)	-0.007** (-2.18)
IS	0.020 (1.13)	0.024 (1.30)	0.001 (0.06)	0.001 (0.29)	0.002 (0.28)	0.009 (0.50)	0.026 (1.20)	0.030 (0.40)	0.006 (0.15)
RD	0.094** (2.52)	0.063** (2.53)	0.060*** (2.94)	0.134* (1.66)	0.005* (1.83)	0.005* (1.87)	0.120** (2.59)	0.118*** (2.55)	0.078** (2.54)
OP	0.005*** (2.98)	0.005*** (2.75)	0.005*** (2.84)	0.028** (2.25)	0.015* (1.85)	0.015* (1.92)	0.006** (2.52)	0.006** (2.50)	0.005** (2.24)
GV	0.004*** (3.00)	0.005*** (3.20)	0.005*** (3.28)	0.012*** (2.83)	0.006*** (2.94)	0.006*** (3.00)	0.004** (1.99)	0.005*** (2.00)	0.004** (2.18)
ES	0.002 (0.38)	0.001 (0.12)	0.003 (0.33)	0.002 (0.32)	0.020 (0.40)	0.015 (0.45)	0.010 (1.39)	0.014 (1.42)	0.008 (1.14)
ρ/λ	6×10^5 [0.035]	5×10^5 [0.040]	5×10^5 [0.049]	0.236 [0.000]	0.246 [0.000]	0.243 [0.000]	3×10^5 [0.006]	4×10^5 [0.026]	4×10^5 [0.013]
Moran	0.092 [0.032]	0.083 [0.050]	0.069 [0.097]	0.173 [0.000]	0.258 [0.000]	0.246 [0.000]	0.172 [0.000]	0.079 [0.062]	0.268 [0.000]
LM-lag	14.028 [0.000]	13.982 [0.000]	13.356 [0.000]	4.325 [0.038]	4.969 [0.020]	4.845 [0.012]	17.494 [0.000]	13.016 [0.000]	14.775 [0.000]
Robust LM-lag	/	/	/	/	/	/	/	/	/
LM-err	3.690 [0.054]	3.044 [0.080]	2.136 [0.144]	12.169 [0.000]	20.468 [0.000]	26.606 [0.000]	0.410 [0.520]	0.019 [0.889]	0.004 [0.948]
Robust LM-err	/	/	/	/	/	/	/	/	/
模型	SAR	SAR	SAR	SEM	SEM	SEM	SAR	SAR	SAR
形状	/	/	U型	/	/	U型	/	U型	U型
样本数	165	165	165	165	165	165	165	165	165

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。小括号内的数值表示z值，中括号内的数值表示p值。

当经济激励型环境规制越过拐点值时，累积的激励作用才明显有利于提高技术商业化阶段的绿色创新效率。从控制变量的估计系数看，经济规模LnRP对整体绿色创新效率及阶段绿色创新效率的影响系数均显著为负，表明经济规模的扩张不利于绿色创新

效率的提高，这主要与我国粗放型的增长模式有关。在我国现行经济增长模式下资源能源大量被消耗，绿色创新水平较低。产业结构IS对绿色创新效率的影响效应不显著，说明尽管我国的第三产业发展迅速，但依然存在总量偏少及结构不合理的问题。

题,商业餐饮、交通运输等传统服务业比重较大,而科技金融等新兴行业占比较小,对绿色创新效率贡献不大。科技创新水平RD对绿色创新效率的促进作用较为显著,持续的科技创新投入是绿色创新效率提高的重要保证,这与本文的结论也是一致的。对外开放水平OP的系数显著为正,表明对外开放有利于引进先进的技术设备与管理经验,有利于提高绿色创新水平。政府干预GV对绿色创新效率具有正向促进作用,这主要与我国绿色创新投资大部分属于政府投资有关,政府的绿色补贴政策为企业提供绿色创新资金支持,对绿色创新效率的提高具有明显促进作用。能源结构ES的估计系数不显著,说明目前我国以煤炭为主的能源结构不利于推动清洁能源的生产与应用,制约着绿色创新效率的提高。

六、研究结论与政策启示

长江经济带是我国经济发展战略重地,亦是生态绿色建设的敏感地带,其经济与环境的协调显得尤为重要。依靠环境规制来促进长江经济带工业绿色创新效率,是实现其工业绿色发展的重要途径。本文基于2000~2014年长江经济带11个省市的工业面板数据,运用两阶段网络SBM-DEA模型下的长江经济带工业绿色创新效率及其阶段效率进行测算,并采用空间计量模型检验不同类型环境规制下长江经济带工业绿色创新效率的空间异质效应。研究结论主要包括以下三个方面:

其一,2000~2014年长江经济带绿色创新效率不高,不同区域的绿色创新效率有较大的空间差异性;下游地区的绿色创新效率最高,并且技术开发阶段的效率值低于技术商业化阶段的效率值,这与周力^[6]、韩晶^[7]、吴美琴等^[14]研究结论在整体上保持一致,区域绿色创新效率总体上呈东强西弱的特征。与前人研究不一致的是,本文采用的是长江经济带工业面板数据,而且进一步区分了长江经济带工业技术开发和商业化两个阶段的绿色创新效率,为落实《长江经济带创新驱动产业转型升级方案》、制定针对性的创新政策提供了重要理论支撑。

其二,不同类型环境规制对绿色创新效率的影响效应存在差异。命令控制型环境规制对绿色创新效率的影响不显著,市场激励型环境规制对绿色创新效率有显著的正向促进作用,自愿意识型环境规制与绿色创新效率之间存在非线性的“U”型关系。这与许士春和何正霞^[18]、彭星和李斌^[20]等的研究

结论在整体上一致,表明市场激励型环境规制对绿色创新具有促进作用,但其他研究并未考察不同类型环境规制的非线性效应,本文为科学判断当前长江经济带不同类型环境规制强度、探寻最优规制强度区间提供了重要经验证据。

其三,分阶段来看,命令控制型环境规制对技术开发阶段与技术商业化阶段绿色创新效率的促进作用均不明显;市场激励型环境规制对技术开发阶段的绿色创新效率具有持续的正向影响,而与技术商业化阶段的绿色创新效率之间表现出先下降后上升的“U”型关系;自愿意识型环境规制与技术开发阶段和技术商业化阶段绿色创新效率之间均表现为先下降后上升的“U”型关系。

本文的研究结论对设定合理的环境规制形式以促进长江经济带绿色创新效率的提高,进而打造我国绿色经济支撑带具有重要的政策启示。环境质量标准、污染排放限额等命令控制型环境规制具有技术强制性,没有赋予企业选择绿色创新技术的权利,不利于激励绿色技术创新;而环境税、排污费、环境补贴和排污权交易等经济激励型环境规制,通过市场化手段有效配置资源,赋予企业改进生产工艺或提高治污能力的决定权,从而有利于提高绿色创新效率;自愿意识型环境规制缺乏强制约束力,通过激励企业的主观能动性来推动节能减排。因此,政府若要实现长江经济带的绿色经济支撑效应,必须充分发挥各种环境规制形式的优势,实现协同与互补。一是实现环境规制由命令控制型到市场激励型和自愿意识型的转变,根据不同类型环境规制的特点取长补短、降低规制成本;二是要针对长江经济带上、中、下游的具体情况,因地制宜地选择不同类型的环境规制。下游地区绿色创新水平较高,可重点运用经济激励型环境规制,而上、中游地区绿色创新水平较低,主要是以命令控制型与经济激励型环境规制搭配运用;工业污染严重且生态环境脆弱的上、中游地带需运用命令控制型环境规制,工业污染较轻且技术先进的下游地带应该将市场激励型与自愿意识型环境规制搭配使用,从而有利于最大限度地激励企业提高绿色创新效率。

主要参考文献:

- [1] Xie R. H., Yuan Y. J., Huang J. J.. Different Types of Environmental Regulations and Heterogeneous Influence on "Green" Productivity: Evi-

- dence from China[J]. *Ecological Economics*, 2017(132):104~112.
- [2] Requate T., Unold W.. Environmental Policy Incentives to Adopt Advanced Abatement Technology: Will the True Ranking Please Stand Up? [J]. *European Economic Review*, 2003(1):125~146.
- [3] Rousseau S., Proost S.. Comparing Environmental Policy Instruments in the Presence of Imperfect Compliance—A Case Study[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2005(3):337~365.
- [4] Hamamoto M.. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries [J]. *Resource and Energy Economics*, 2006(4):299~312.
- [5] 蒋伏心,王竹君,白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2013(7):44~55.
- [6] 周力. 中国绿色创新的空间计量经济分析[J]. *资源科学*, 2010(5):932~939.
- [7] 韩晶. 中国区域绿色创新效率研究[J]. *财经问题研究*, 2012(11):130~137.
- [8] 钱丽,肖仁桥,陈忠卫. 我国工业企业绿色技术创新效率及其区域差异研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2015(1):26~43.
- [9] 王惠,王树乔,苗壮等. 研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于高技术产业的经验研究[J]. *科研管理*, 2016(2):63~71.
- [10] 李静,倪冬雪. 中国工业绿色生产与治理效率研究——基于两阶段SBM网络模型和全局Malmquist方法[J]. *产业经济研究*, 2015(3):42~53.
- [11] Fare R., Grosskopf S.. Slacks and Congestion: A Comment [J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2000(1):27~33.
- [12] Tone K., Tsutsui M.. Network DEA: A Slacks-Based Measure Approach [J]. *European Journal of Operational Research*, 2009(1):243~252.
- [13] 何枫. 中国钢铁企业绿色技术效率研究[J]. *中国工业经济*, 2015(7):84~98.
- [14] 吴美琴,肖慧,樊晓宏等. 区域绿色创新三阶段效率研究——基于NSBM模型的分析[J]. *山西大学学报(哲学社会科学版)*, 2016(11):79~86.
- [15] 汪克亮. 基于环境压力的长江经济带工业生态效率研究[J]. *资源科学*, 2015(7):1491~1501.
- [16] 李斌,彭星,欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变[J]. *中国工业经济*, 2013(7):56~68.
- [17] 李玲,陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. *中国工业经济*, 2012(5):70~82.
- [18] 许士春,何正霞. 环境规制对企业绿色技术创新的影响[J]. *科研管理*, 2012(6):67~74.
- [19] 张江雪,蔡宁,杨陈. 环境规制对中国工业绿色增长指数的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015(1):24~31.
- [20] 彭星,李斌. 不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J]. *财经研究*, 2016(7):134~144.
- [21] 叶锐,杨建飞,常云昆. 中国省际高技术产业效率测度与分解——基于共享投入关联DEA模型[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012(7):3~17.
- [22] 朱平芳,徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业R&D投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究[J]. *经济研究*, 2003(6):45~53.
- [23] 黄奇,苗建军. 基于区域异质性的中国工业企业创新效率[J]. *系统工程*, 2014(7):20~26.
- [24] 冯根福,刘军虎,徐志霖. 中国工业部门研发效率及其影响因素实证分析[J]. *中国工业经济*, 2006(11):46~51.
- [25] 吴延兵. 自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究[J]. *经济研究*, 2008(8):51~64.
- [26] 冯志军,陈伟. 中国高技术产业研发创新效率研究——基于资源约束型两阶段DEA模型的新视角[J]. *系统工程理论与实践*, 2014(5):1202~1212.
- [27] 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(9):128~134.
- [28] 白雪洁,汪海凤,闫文凯. 资源衰退、科教支持与城市转型——基于坏产出动态SBM模型的资源型城市转型效率研究[J]. *中国工业经济*, 2014(11):30~43.
- 作者单位:**1.中南大学商学院,长沙410083; 2.中南林业科技大学商学院,长沙410004.刘明玉为通讯作者