

张宝俐,肖雁飞,胡立涛. 中国省域绿色创新效率测评、空间关联及影响因素[J]. 湖南科技大学学报(自然科学版), 2023, 38(3):106-114. doi:10.13582/j.cnki.1672-9102.2023.03.013

ZHANG B L, XIAO Y F, HU L T. On the Evaluation, Spatial Correlation and Influencing Factors of the Efficiency of Provincial Green Innovation in China [J]. Journal of Hunan University of Science and Technology (Natural Science Edition), 2023, 38(3): 106-114. doi:10.13582/j.cnki.1672-9102.2023.03.013

中国省域绿色创新效率测评、 空间关联及影响因素

张宝俐,肖雁飞*,胡立涛

(湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201)

摘要:区域协同减排对于实现“双碳”目标意义重大,而这依赖于各个区域绿色创新效率有效测度及空间关联效应.针对经典的SBM-DEA模型,必须要忽视投入或产出的变动情况,采用全局的含非期望产出SBM-DEA模型并以此构建评价体系,对2004年—2019年中国省域层面绿色创新效率进行测评,表明中国省域绿色创新效率呈现波动上升,但存在明显区域差异.呈现出东部均值远高于全国水平,中西部、东北地区均低于全国水平的特征;采用空间自相关分析探究空间关联效应,表明整体呈现出“高-高”“低-低”空间正向自相关集聚特征;进一步通过经典的绿色创新“技术-市场-环境规制”驱动模型构建影响因素,采用空间杜宾模型空间关联效应影响因素检验,表明技术进步影响最强,环境规制次之,市场意识最弱.因此,通过技术创新、提高区际环境规制与市场意识的标准等是整体提升中国绿色创新效率的可行路径.

关键词:绿色创新效率;空间关联;影响因素

中图分类号:F205

文献标志码:A

文章编号:1672-9102(2023)03-0106-09

On the Evaluation, Spatial Correlation and Influencing Factors of the Efficiency of Provincial Green Innovation in China

ZHANG Baoli, XIAO Yanfei, HU Litao

(School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China)

Abstract: Regional coordinated emission reduction is of great significance for achieving the “double carbon” goal, which depends on the effective measurement of green innovation efficiency and spatial correlation effect of each region. In view of the fact that the classic SBM-DEA model must ignore the changes in inputs or outputs, the SBM-DEA model with unexpected outputs is adopted as a whole, and an evaluation system is built to evaluate the green innovation efficiency at the provincial level in China from 2004 to 2019. It shows that the green innovation efficiency in China’s provinces has fluctuated and increased, but there are significant regional differences, showing that the average value in the east is far higher than the national level, while that in the central and western regions and northeast China is lower than the national level. The spatial auto-correlation analysis is used to explore the spatial correlation effect, which shows that the whole space presents a positive

收稿日期:2022-08-13

基金项目:湖南省自然科学基金资助项目(2021JJ30286)

*通信作者, E-mail:34612517@qq.com

auto-correlation clustering feature of “high-high” and “low-low”. Furthermore, the classical green innovation “technology market environmental regulation” driving model is used to build influencing factors, and the spatial Dubin model is used to test the influencing factors, indicating that technological progress has the strongest impact, environmental regulation takes the second place, and market awareness is the weakest. It is a feasible way to improve China’s green innovation efficiency as a whole through technological innovation and improving the standards of regional environmental regulation and market awareness.

Keywords: green innovation efficiency; spatial correlation; influence factor

目前,实现“双碳”这一远大目标,既需要依靠科技进步建立经济社会绿色发展的新格局,又需要建立区域协同减排方案与激励机制.随着我国科学技术不断创新和环境规制不断完善,需要重新审视新时期中国省域层面的绿色创新及区域关联问题.因此,科学技术、环境规制、市场意识、交通条件等因素对绿色创新的促进作用以及区域协同减排效应,已成为学界关注的核心内容.

绿色创新是一个多学科命题,随着全球生产网络理论和区域创新系统理论的兴起,越来越多研究开始关注区域绿色创新效率分异及“关系”机制问题^[1].现有文献中关于区域绿色创新效率研究主要集中在效率测度及评价^[2]、区域差异及空间演进^[3]、效率及空间分异的影响因素^[4]等方面.中国具有较大的区域差异性,近年来,“区域协同减排”成为政府与学界致力解决的关键议题,相关省域及城市间绿色创新空间关联效应及影响因素研究逐渐成为热点问题^[5-6].基于对绿色创新内涵理解的差异,效率评价及影响因素的指标选取及测度方法等并不统一,因而研究结论与提出政策也有所差异.同时,鲜有研究把绿色创新效率、空间关联及影响因素纳入一个统一的研究框架,因而,在分析影响因素时,仍以环境规制强度、技术创新水平、产业结构等区域内部影响因素为主,较少讨论区域内、外部各种影响因素可能存在的关联效应.因此,本文试图通过构建更为科学合理的区域绿色创新效率与空间关联影响因素的评价指标体系,选取非参数 SBM-DEA 模型、空间关联模型、空间杜宾模型等方法,重新测度中国省域层面的绿色创新效率,并对其时空特征、空间关联效应以及“本地-邻地”影响因素互动效应等进行考察,以期提出针对性的绿色发展及协同减排对策.

1 研究设计

1.1 研究方法

1.1.1 区域绿色创新效率测度方法:含非期望产出的超效率 SBM-DEA 模型

目前,学界对于绿色创新效率测度方法、指标选取等做了大量研究,主要采用随机前沿模型(SFA)和数据包络分析(DEA)等方法.由于随机前沿模型自身存在较多限制,且 SFA 只能评价单一产出多投入技术创新效率问题,但实际技术创新绝非一种产出,SFA 模型不能有效地反映技术创新产出,因此,学者们倾向于采用数据包络分析(DEA)方法进行效率测算.但是,传统的 DEA 模型是基于期望产出角度,没有将非期望产出考虑在内,忽略了投入产出的松弛度问题,易造成效率的过高估计.据此,TONE^[7]提出了非径向的含非期望产出的 SBM-DEA 模型,将传统 DEA 模型未考虑的松弛变量纳入其中,增强了模型估算的准确性,这被广泛应用到中国区域层面绿色创新效率评价研究中,如彭硕毅等^[8]运用三阶段超效率 SBM-DEA 模型测算了我国 2008 年—2020 年的真实绿色创新效率,并得出我国真实绿色创新效率总体以 2012 年为转折点先降后升,呈现“东—中—西”梯次分布的结论;闫华飞等^[9]运用纳入非期望产出的 SBM-DEA 模型,测算了长江经济带沿线 11 个省市的工业绿色技术创新效率,并分析其影响因素.因此,本文选择含非期望产出的 SBM-DEA 模型来科学测度绿色创新效率.具体模型如下:

$$e = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^x}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{k=1}^{s_1} \frac{s_k^y}{y_{k0}} + \sum_{l=1}^{s_2} \frac{s_l^z}{z_{l0}} \right)};$$

$$\begin{aligned}
 x_{i0} &= \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j + s_i^x, \forall i; \\
 \text{s.t.} \quad y_{k0} &= \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j - s_k^y, \forall k; \\
 z_{l0} &= \sum_{j=1}^n \lambda_j z_j + s_l^z, \forall l; \\
 s_i^x &\geq 0, s_k^y \geq 0, s_l^z \geq 0, \lambda_j \geq 0, \forall i, j, k, l.
 \end{aligned} \tag{1}$$

式(1)中,假设有 n 个决策单元,每一个决策单元都包含 3 个要素:投入、期望产出和非期望产出,分别由 $(\mathbf{X}, \mathbf{Y}, \mathbf{Z})$ 向量表示, $\mathbf{X} = (x_{ij}) \in \mathbf{R}^{m \times n}$, $\mathbf{Y} = (y_{kj}) \in \mathbf{R}^{s_1 \times n}$, $\mathbf{Z} = (z_{lj}) \in \mathbf{R}^{s_2 \times n}$, 令 $\mathbf{X} > 0, \mathbf{Y} > 0, \mathbf{Z} > 0$. 生产可能性集为

$$P = \{(x, y, z) \mid x \geq \mathbf{XA}, y \leq \mathbf{YA}, z \geq \mathbf{ZA}, \mathbf{A} \geq 0\}. \tag{2}$$

式中: $\mathbf{A} = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n] \in \mathbf{R}^n$ 为权重系数向量; e 为决策单元的效率值,代表省级区域的绿色创新效率值; $s^x \in \mathbf{R}^m, s^z \in \mathbf{R}^{s_2}$ 为投入和非期望产出的过剩量, $s^y \in \mathbf{R}^{s_1}$ 为期望产出的不足量; m, s_1 和 s_2 为投入、期望产出和非期望产出的变量个数. 当 $e = 1$ 时,即 s^x, s^y, s^z 为 0,说明决策单元 DMU 是有效率的;如果 $e < 1$ 时,代表决策单元 DMU 是非有效的,存在投入过量或产出不足,存在可以提高效率.

1.1.2 空间关联性检验方法:全局与局部莫兰指数

空间自相关方法常用来探讨空间集聚程度及特征分析.一般而言,全局莫兰指数用来反映整体空间是否具有集聚及程度大小;局部莫兰指数用来表示某区域附近的空间集聚情况.其计算公式为

$$I_1 = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (E_i - \bar{E})(E_j - \bar{E})}{\sum_{i=1}^n (E_i - \bar{E})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}; \tag{3}$$

$$I_2 = \frac{(E_i - \bar{E})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (E_j - \bar{E}). \tag{4}$$

式中: I_1 为全局莫兰指数; I_2 为局部莫兰指数; n 为研究省份数量总数; i 为省份; j 为 i 相邻的省份; w_{ij} 为 i 省份和 j 省份之间的空间矩阵权重; E_i, E_j 为 i, j 省份区域绿色创新效率; \bar{E} 为所有省份区域绿色创新效率平均值; S 为样本方差.若全局莫兰指数 I_1 为正,表示总体正相关,即高值与高值相邻、低值与低值相邻;若局部莫兰指数 I_2 为正,表示区域 i 高(低)值被周围高(低)值所包围.

1.1.3 空间关联影响因素评价模型:空间杜宾模型(SDM)

相比与传统的回归模型,空间计量模型考虑了样本的空间关联性与空间依赖性,常用模型包括空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SAR)与空间杜宾模型(SDM).由于空间杜宾模型(SDM)能够更好地考虑被解释变量和含空间权重矩阵的解释变量两者间关系,常被用来检验空间关联影响因素,本文借鉴孙燕铭等的研究^[10]构建模型如下:

$$E_{it} = \alpha + \beta W E_{it} + \rho_1 M_{it} + \rho_2 T_{it} + \rho_3 R_{it} + \rho_4 X_{it} + \delta_1 W M_{it} + \delta_2 W T_{it} + \delta_3 W R_{it} + \delta_4 W X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}. \tag{5}$$

式中: E_{it} 为区域 i 的绿色创新效率; X_{it} 为该区域中其他经济社会因素的控制变量,包括产业结构、对外开放水平和交通条件; \mathbf{W} 为一个标准化的 $n \times n$ 阶空间权重矩阵,表示区域之间空间关系; $\alpha, \beta, \rho, \delta$ 为需要估计的参数; μ_i 为个体固定效应; η_t 为时间固定效应; ε_{it} 为误差项; β 为本文关注的核心系数,若回归结果显示 β 显著为正,则表明存在空间关联效应; M_{it} 为区域 i 的市场因素; T_{it} 为区域 i 的技术因素; R_{it} 为区域 i 的环境规制因素.

为了识别各类区域之间的关联影响,本文设立多种权重矩阵来体现区域之间多种空间关系,从而检验区域绿色创新效率受到各类因素的影响差异,分别是(1)空间相邻权重矩阵.按照行政区划分,2个省份若有共同边界,那么矩阵元素 w_{ij} 为 1,若没有共同边界则为 0 ($i \neq j$).在空间计量中,空间相邻权重矩阵为传统考虑的空间权重矩阵,认为若两地存在共同地界即为车相邻关系,彼此之间交流更加便捷;(2)地理距

离权重矩阵.矩阵元素为两地距离的递减函数 d_{ij} , 即 $w_{2ij} = d_{ij}^{-2}$. 两地距离越近,矩阵元素越大,用省会之间直接距离表示.在空间经济学中,距离因素能够影响两地之间经济社会交流的运输和时间成本,是两地人员流动、市场互动、经济互动等直接影响因素;(3)经济距离权重矩阵.两地区的对比竞争绝不仅限于和本地相近地区比较,还会参照与本地区处于相似经济水平位置的其他地区,因此,将经济距离权重矩阵作为一类权重矩阵纳入考量范围,能更加有效地识别经济因素影响效应.将矩阵元素设为 $w_{3ij} = 1/|G_i - G_j|$, ($i \neq j$), 否则为 0.其中 G_i, G_j 分别为两地区人均 GDP,两地区人均 GDP 差距越小,矩阵元素就越大.

1.2 指标体系构建

1.2.1 区域绿色创新绩效评价指标体系构建

建立科学可行的评价指标体系是对区域绿色创新效率评价的关键.结合已有对绿色创新绩效的内涵界定,将从绿色创新投入和绿色创新产出 2 个维度进行区域绿色创新绩效评价指标的选取.

投入指标:绿色创新投入能力是指区域绿色创新活动过程中实体性资源投入的能力,无论是新古典框架下的生产函数,还是内生经济增长框架下的生产函数,劳动与资本始终是最基本的生产要素,故而创新投入变量需要从人力与资本 2 个方面来选择,如王海龙等(2016)^[11]选取 R&D 人员和资本投入作为绿色技术创新的投入变量,曹霞等(2015)^[4]在创新投入方面采 R&D 人员全时当量和经费支出 2 个指标.因此,本文选用各地区“R&D 人员当时全量”和“R&D 经费支出”作为绿色创新投入变量.

产出指标:基于绿色理念的提出,绿色创新产出既要涵盖传统创新活动产出又要体现绿色创新的环境效益.传统创新活动产出指标包括新产品销售收入、专利申请授权量等,如王海龙等^[10]、孙燕铭等(2022)在绿色技术创新效率对区域绿色增长绩效的影响实证研究中,将“能源消耗减少量”“污染物排放减少量”和“专利授权量”作为绿色技术创新的产出变量.对于绿色创新环境效益方面的产出则需要引进环境效益指标,如刘章生等^[12]、王彩明等^[13]的研究,一般采用工业废水、工业废气、固体废弃物、能源消耗量或者二氧化硫排放量作为区域能源消耗和环境污染指标等.在期望产出指标选取上,由于“绿色专利授权量”数据难以获得,学界一般用“专利授权量”代表“绿色技术创新”产出指标,如王海龙等^[10]、孙燕铭等^[11]的研究,因此,选用传统创新产出方面的“各地区专利授权量”作为期望产出的指标.在非期望产出指标选取上,在目前的研究中,通常用废水、废气和固体废弃物的排放量代表非期望产出,但考虑到近年来我国固体废弃物产生量中的绝大部分都被处置利用,倾倒丢弃量已大幅减少^[14].因此,选取废水排放量、废气排放量代表环境污染状况.考虑到各地区不仅有工业废水排放、工业废气排放,还有农业、生活废水废气排放,且不同地区产业结构和人口密度不同,工业废水、废气排放量占总废水、废气排放量不同,因此,本文选择考虑各地区总废水、废气排放状况.由于在《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》中并未披露 2018 年、2019 年各地区废水排放总量和各地区废气排放总量,而是披露了化学需氧量排放总量和二氧化硫排放总量,故用“化学需氧量(COD)排放总量”和“二氧化硫(SO₂)排放总量”代替.

各指标选取及表征意义见表 1.

1.2.2 空间关联影响因素评价指标体系构建

Rennings^[15]提出的“技术-市场-环境规制”驱动模型是最具有代表性的绿色创新影响因素分析理论,本文基于这一理论构建评价指标.在空间杜宾模型中,被解释变量为各地区绿色创新效率(E);解释变量之一为市场意识影响因素(M),用中国分省份市场化指数数据库发布的“市场化总指数”表示,解释变量之二为技术进步影响因素(T),用“各地区国内专利申请授权量”表示,解释变量之三为环境规制影响因素(R),借鉴肖雁飞(2021)^[16]综合指数法计算而得并对该指数进行逆处理;控制变量选择产业结构、对外开放水平和交通条件,分别用各地区的“第二产业增加值占 GDP 比重”“外商投资企业投资总额”“公路里程”等纳入,指标选取及表征意义见表 1.为了消除异方差问题,对所有控制变量对数化处理.

1.2.3 数据来源与变量描述性统计

本文以 2004 年—2019 年中国大陆 31 个省级行政区域作为研究对象,原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》.由于目前《中国科技统计年鉴》只公布至 2020 年统计年鉴,因此最新数据选取截至 2019 年,各指标选取及描述性统计见表 1.

表1 各指标描述性统计

| 指标类别 | 指标 | 样本量 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|-----------------|-----|--------------|---------------|----------|----------------|
| 投入指标 | R&D 人员当时全量 | 496 | 94 336.80 | 117 460.65 | 426.00 | 803 208.00 |
| | R&D 经费支出 | 496 | 3 822 955.91 | 14 502 194.74 | 3 497.00 | 309 848 890.00 |
| 期望产出 | 专利授权量 | 496 | 33 077.94 | 61 241.23 | 23.00 | 527 390.00 |
| 非期望产出 | 化学需氧排放量 | 496 | 54.62 | 41.87 | 1.38 | 198.25 |
| | 二氧化硫排放量 | 496 | 60.22 | 45.15 | 0.10 | 200.30 |
| <i>E</i> | 绿色创新效率 | 496 | 0.256 8 | 0.185 7 | 0.038 2 | 1.000 0 |
| stM | 市场化总指数 | 496 | 0.000 0 | 1.000 0 | -3.545 9 | 2.045 4 |
| stT | 国内专利申请授权量 | 496 | 0.000 0 | 1.000 0 | -0.539 7 | 8.071 6 |
| stR | 环境规制强度 | 496 | 0.000 0 | 1.000 0 | -0.776 3 | 7.183 5 |
| lnS | 第二产业增加值占 GDP 比重 | 496 | 3.732 1 | 0.227 1 | 2.772 0 | 4.126 5 |
| lnF | 外商投资企业投资总额 | 496 | 10.616 6 | 1.607 6 | 5.802 1 | 14.485 0 |
| lnH | 公路里程 | 496 | 2.276 6 | 0.867 1 | -0.248 5 | 3.517 8 |

2 实证结果分析

2.1 中国省域绿色创新绩效时空演变格局特征分析

基于式(1)测算得出 2004 年—2019 年中国省域绿色创新效率,并绘制全国、东部、中部、西部、东北等效率折线图,如图 1 所示。

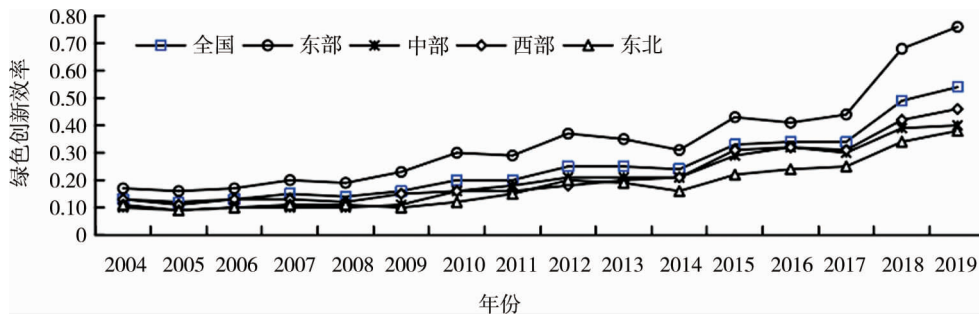


图1 全国及四大区域历年区域绿色创新效率趋势

从全国来看,中国绿色创新绩效均值从 2004 年的 0.137 9 上升至 2019 年的 0.544 4,提高了 294.78%,除了在 2005 年、2008 年、2014 年相较前年出现下降状况,其余年份绿色创新效率均值均高于前年,基本呈上升趋势.从东部、中部、西部、东北这 4 大地区来看,各地区时序变化存在差异:东部地区创新水平最高且增长速度较快,而中西部地区特别是东北地区效率水平普遍偏低且增速相对缓慢.从各省份来看,排名前 5 名省份依次为浙江、广东、江苏、上海、重庆,均为东部省份,而排名后 5 名省份为辽宁、青海、吉林、山西、内蒙古,均为中西部和东北地区.此外北京、天津、上海、浙江、广东等 6 个省份数值分别于 2018 年、2019 年达到 1,其中浙江省数值在 2012 年就已达到 1,说明处于生产前沿边界上,投入产出组合最有效率.

2.2 中国省域绿色创新效率空间关联特征分析

2.2.1 全局空间自相关分析

根据式(3)测算出全局莫兰指数(见表 2).*Z* 表示空间是否有聚集的问题,当 $Z > 1.65$ 时表明呈现聚集分布;*P* 表示数据有没有显著性,当 $P > 0.1$ 时,接受原假设,表明研究对象不存在空间自相关性,因此, $P < 0.1$ 且数值越小,就代表空间自相关性越显著.可以看出,所有年份全局莫兰指数均大于 0, *Z* 均大于 1.65,且 *P* 显著,说明中国区域绿色创新呈现出“高-高”“低-低”水平省份相互相邻的空间正相关现象.从时间演变趋势看指数呈现波动上升趋势,*P* 下降,显著性增强,说明随着时间演变,中国区域绿色创新效率“高-高”或“低-低”集聚现象不断增强.

2.2.2 局部空间自相关分析

根据式(4)测算出局部莫兰指数,结果表明,大多数省份(18 个)在第一、三象限,呈现空间正相关性,

少部分省份(13个)落在了第二、四象限,呈现空间负相关性.空间分布整体上呈现出“高-高”与“低-低”集聚模式的正向空间相关性,即高效率省份往往与其他效率水平较高省份相邻,而低效率省份往往为其他水平较低省份所包围.具体分省份而言(如表3所示),上海、江苏、浙江、福建、安徽位于第一象限,呈现高值与高值相邻集聚现象;山东、海南、江西、湖南、广西、云南位于第二象限,表明该地区为低值而周围地区为高值现象;河北、山西、河南、湖北、内蒙古、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、辽宁、吉林、黑龙江位于第三象限,说明该地区呈现低值与低值相邻集聚现象;北京、天津、广东、重庆、四川、贵州、新疆位于第四象限,表明该地区为高值而周围地区为低值现象.

表2 区域绿色创新效率全局莫兰指数

| 年份 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| I_1 | 0.230 | 0.287 | 0.254 | 0.344 | 0.262 | 0.282 | 0.357 | 0.416 | 0.331 | 0.262 | 0.325 |
| Z | 2.263 | 2.780 | 2.430 | 3.229 | 2.683 | 2.833 | 3.580 | 4.055 | 3.548 | 2.981 | 3.240 |
| P | 0.024 | 0.005 | 0.015 | 0.001 | 0.007 | 0.005 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.003 | 0.001 |
| 年份 | 2015 | 2014 | 2015 | 2015 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 均值 |
| I_1 | 0.283 | 0.325 | 0.283 | 0.283 | 0.325 | 0.283 | 0.293 | 0.292 | 0.339 | 0.329 | 0.380 |
| Z | 2.928 | 3.240 | 2.928 | 2.928 | 3.240 | 2.928 | 2.766 | 2.782 | 3.197 | 3.065 | 3.794 |
| P | 0.003 | 0.001 | 0.003 | 0.003 | 0.001 | 0.003 | 0.006 | 0.005 | 0.001 | 0.002 | 0.000 |

表3 各省份区域绿色创新效率均值局部莫兰区间分布

| 区间 | 省份 |
|------|--|
| 第一象限 | 4 上海、5 江苏、6 浙江、7 福建、12 安徽 |
| 第二象限 | 8 山东、10 海南、13 江西、16 湖南、18 广西、22 云南 |
| 第三象限 | 3 河北、11 山西、14 河南、15 湖北、17 内蒙古、23 西藏、24 陕西、25 甘肃、26 青海、27 宁夏、29 辽宁、30 吉林、31 黑龙江 |
| 第四象限 | 1 北京、2 天津、9 广东、19 重庆、20 四川、21 贵州、28 新疆 |

2.3 中国省域绿色创新效率空间关联的影响因素分析

通过对空间杜宾模型进行豪斯曼检验确认选择随机效应或者固定效应模型.结果(表4)表明含经济距离权重矩阵的空间杜宾模型的豪斯曼统计量为正且 P 小于0.05,即拒绝原假设,应该采用固定效应,而含空间相邻和地理距离权重矩阵的豪斯曼统计量为正且 P 大于0.05,可以选择随机效应.为保证所有回归模型的一致性和可比性,本文含3种权重矩阵的空间杜宾模型均采用固定效应模型,亦能确保回归结果的一致性.

表4 空间杜宾模型豪斯曼检验结果

| 检验结果 | 空间杜宾模型 | | |
|--------|---------|---------|----------|
| | 空间相邻 | 地理距离 | 经济距离 |
| 豪斯曼统计量 | 4.730 0 | 1.670 0 | 14.290 0 |
| P | 0.578 4 | 0.947 1 | 0.026 5 |

2.3.1 空间面板回归结果分析

基于空间邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵,本文列出来空间杜宾模型的回归结果,如表5所示.就模型的拟合度 R^2 而言,无论是在邻接矩阵、地理距离矩阵的情况下,还是在经济距离矩阵的情况下,都具有较高的拟合程度.因此本文分析解释变量在3种权重矩阵情况下的回归结果.

市场因素的回归结果中,在3种权重矩阵条件下市场因素的系数均为在1%的显著性水平下为正,表明市场化总指数的上升对本地绿色创新效率的提升有显著的促进作用,市场化意味着市场竞争是充分的,要素资源的配置是有效率的,从而降低了环境污染程度,提高了绿色创新效率水平.市场因素的空间滞后项(wstMA)只有在经济距离矩阵情况下的系数在1%的水平时显著为正,说明本地区的市场化总指数上升对邻地的绿色创新效率同样有促进作用,这也证明了市场因素对绿色创新效率具有空间溢出效应.

环境规制的回归中,在空间相邻矩阵和地理距离矩阵的条件下,环境规制系数均在1%的显著性水平时为正,说明环境规制强度的提升有利于本地绿色创新效率的提升.环境规制的空间滞后项(wstIER)只有在经济距离矩阵的情况下系数在1%的水平时显著为正,表明本地区的的环境规制强度加大对邻地的绿色创新效率同样有促进作用,这也证明了环境规制对绿色创新效率具有空间溢出效应.同样在经济距离矩阵情况下,市场

因素显著正向影响本地的区域绿色创新水平,说明了在经济相近的区域中,邻地的环境规制强度和环保意识提高能够有效地带动本地绿色创新水平,原因在于考虑到产业转移成本因素和距离成本,经济较发达地区污染产业更愿意向经济水平较低地区迁移,因此,高环境规制强度和高市场环保意识造成的产业转移并不会选择经济相近的邻地搬迁;经济相近区域间存在竞争关系,政府、企业和消费者倾向于模仿经济邻地行为,邻地的环境规制强度和环保意识提高会带动本地政府和消费者的环境规制和环保意识;经济水平较高地区环境规制和市场意识能够起到领导者作用,从而带动跟随者的本地绿色创新发展。

表5 基准模型回归结果

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) |
|---------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | 空间相邻 | 地理距离 | 经济距离 |
| β | 0.317 0*** (0.056 1) | 0.384 6*** (0.070 4) | 0.020 8(0.060 5) |
| stM | 0.046 1*** (0.014 0) | 0.041 8*** (0.013 6) | 0.052 5*** (0.013 4) |
| stR | 0.063 0*** (0.007 5) | 0.057 4*** (0.007 8) | 0.017 7(0.011 2) |
| stT | 0.069 2*** (0.005 9) | 0.069 0*** (0.005 9) | 0.060 8*** (0.006 1) |
| lnS | 0.008 2(0.044 5) | 0.019 3(0.047 0) | 0.021 8(0.044 1) |
| lnH | 0.047 6(0.032 2) | 0.034 0(0.030 1) | 0.055 3*(0.030 9) |
| lnF | 0.018 2(0.012 6) | 0.029 8** (0.012 5) | 0.023 0*(0.012 7) |
| wstM | -0.004 6(0.024 6) | 0.009 2(0.040 8) | 0.085 4*** (0.030 6) |
| wstR | -0.018 8(0.019 5) | 0.001 6(0.020 5) | 0.065 0*** (0.014 9) |
| wstT | -0.024 5*** (0.007 5) | -0.020 2(0.016 7) | 0.023 6(0.016 3) |
| wlnS | 0.065 4(0.555 4) | -0.047 2(0.119 0) | -0.233 7** (0.089 3) |
| wlnH | -0.210 5*** (0.077 0) | -0.071 3(0.101 8) | -0.018 7(0.063 0) |
| wlnF | 0.057 1** (0.027 5) | 0.028 6(0.035 0) | -0.009 5(0.028 0) |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES |
| 观测值 | 496 | 496 | 496 |
| R^2 | 0.622 9 | 0.746 3 | 0.738 4 |
| 极大似然估计值 | 633.158 3 | 630.326 7 | 635.585 6 |

注:***, **和*分别表示在1%,5%和10%的统计水平上显著,括号内是标准误差

在技术因素回归中,在3种权重矩阵条件下市场因素的系数均为在1%的显著性水平时为正,表明技术水平的提升对本地绿色创新效率的提升有显著的促进作用.技术因素的空间滞后效率(WstTPI)只有在空间邻接权重矩阵的情况下系数在1%的水平时显著,但为负.表明技术因素对邻地的绿色创新效率产生负向影响,说明当某地区技术进步水平明显低于周围地区成为“技术洼地”时,本地绿色高技术产业会被迫向外转移,最终往往成为低技术污染产业的承接地.而对比同样在空间邻接权重矩阵情况下,市场因素和环境规制因素并未出现显著的负影响,邻地较高的环境规制强度和环保意识并不会迫使污染产业就近转移,从而影响本地的绿色创新水平,说明某区域的技术进步水平不足才是该区域成为“污染避难所”的主要原因。

从控制变量的本地效应来看,在经济距离矩阵的情况下,交通条件和对外开放水均在10%的显著性水平时促进本地的绿色创新效率,且在地理矩阵的情况下,对外开放水平在5%的显著性水平时对本地绿色创新效率产生促进作用;从控制变量的邻地效应来看,在空间邻接矩阵的情况下,交通条件(WlnHM)对邻地的绿色创新效率产生显著的负向影响,但对外开放(WlnFDI)促进了邻地的绿色创新效率水平;在空间经济矩阵的情况下,本地的产业结构(WlnIS)在5%的显著性水平时抑制邻地的绿色创新效率;在空间地理矩阵的情况下,产业结构、交通条件和对外开放对邻地绿色创新效率的影响均不显著。

2.3.2 空间溢出效应分析

将空间杜宾模型进一步效应分解,通过直接效应和间接效应系数来分析空间溢出效应,结果如表6所示。

表6归纳了空间杜宾模型(SDM)的直接效应、间接效应和总效应结果,其中直接效应反映的是解释变量对本地被解释变量的平均影响;间接效应也即空间溢出效应,反映的是解释变量对邻地被解释变量的平均影响;总效应主要反映直接效应和间接效应对本文被解释变量即绿色创新效率的综合影响程度.空间模型效应分解的最终结果与前文杜宾模型回归结果基本一致,说明前文结论基本稳健。

表6 空间杜宾模型效应分解

| 权重矩阵 | 变量 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
|------|-----|----------------------|----------------------|----------------------|
| 空间相邻 | stM | 0.047 3*** (0.014 2) | 0.012 5(0.032 5) | 0.059 91*(0.035 5) |
| | stR | 0.062 7*** (0.007 4) | -0.000 3(0.024 9) | 0.062 4** (0.027 6) |
| | stT | 0.069 7*** (0.005 8) | -0.002 9(0.008 8) | 0.066 7*** (0.011 9) |
| 地理距离 | stM | 0.044 0*** (0.014 1) | 0.037 9(0.064 9) | 0.081 9(0.068 3) |
| | stR | 0.058 5*** (0.007 9) | 0.034 5(0.031 2) | 0.093 1*** (0.034 8) |
| | stT | 0.070 1*** (0.005 7) | 0.011 6(0.024 0) | 0.081 8*** (0.025 5) |
| 经济距离 | stM | 0.053 4*** (0.013 8) | 0.086 9*** (0.033 0) | 0.140 4*** (0.037 1) |
| | stR | 0.017 5*(0.010 8) | 0.066 3*** (0.014 5) | 0.083 9*** (0.010 8) |
| | stT | 0.061 5*** (0.005 8) | 0.260 6*(0.0150) | 0.087 6*** (0.014 9) |

注:***, **和* 分别表示在1%,5%和10%的统计水平上显著,括号内是标准误差

进一步根据各个影响因素效应系数进行分析,结果发现:含空间相邻和地理距离权重矩阵模型中,技术水平因素直接效应系数最大,环境规制因素直接效应系数次之,市场意识因素直接效应系数最小,说明当地技术进步水平对本地绿色创新影响最大,最能有效地刺激当地绿色创新发展;而环境规制因素相对较弱,市场意识因素对本地直接影响最弱。

在含经济距离权重矩阵模型中,市场意识因素间接效应系数大于环境规制因素间接效应系数,说明经济水平较高地区领导者的市场意识更能有效地带动跟随者绿色创新发展,反而环境规制间接效应影响为其次.从总效应系数中看出,技术水平因素总效应系数最大,环境规制因素总效应次之,而市场意识因素总效应最小,说明对于区域绿色创新发展,技术水平仍然起到最大正向影响作用,环境规制因素正向影响作用次之,而市场意识因素正向影响相对较弱。

2.3.3 稳健性检验

考虑到绿色创新的时间滞后性,本文增加被解释变量的一阶滞后项作为控制变量进行回归,即利用动态空间杜宾模型进行稳健性检验.回归结果如表7所示,其中模型(1)、模型(2)、模型(3)中不含权重矩阵的技术因素系数、环境规制因素系数依然显著为正,而市场因素系数不显著,说明技术水平和环境规制对绿色创新的影响更加强烈,而市场意识影响力相对较弱。

表7 稳健性检验

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 空间相邻 | 地理距离 | 经济距离 |
| β | 0.169 0*** (0.054 8) | 0.256 3*** (0.068 5) | 0.055 7(0.055 2) |
| GI ₋₁ | 0.747 7*** (0.039 1) | 0.749 6*** (0.038 4) | 0.766 5*** (0.039 7) |
| stM | 0.012 7(0.012 0) | 0.014 1(0.011 6) | 0.016 2(0.011 5) |
| stR | 0.040 6*** (0.006 4) | 0.041 2*** (0.006 5) | 0.021 1** (0.009 3) |
| stT | 0.020 30*** (0.005 7) | 0.021 20*** (0.005 6) | 0.001 79*** (0.005 6) |
| lnS | 0.029 8(0.040 3) | 0.041 7(0.041 6) | 0.040 5(0.039 6) |
| lnH | 0.045 7(0.032 0) | 0.035 0(0.030 4) | 0.045 3(0.030 8) |
| lnF | 0.011 8(0.010 9) | 0.003 8(0.010 7) | 0.009 3(0.010 8) |
| WstM | -0.009 4(0.020 9) | 0.013 9(0.033 8) | -0.007 0(0.026 7) |
| WstR | -0.003 1(0.016 7) | 0.010 9(0.017 4) | 0.037 4*** (0.012 3) |
| WstT | -0.015 1** (0.006 7) | -0.039 0*** (0.014 5) | 0.030 5** (0.014 0) |
| WlnS | 0.051 7(0.094 1) | 0.028 2(0.106 0) | 0.085 6(0.084 0) |
| WlnH | -0.119 6(0.075 7) | -0.081 0(0.096 7) | -0.016 2(0.064 5) |
| WlnF | 0.002 8(0.024 0) | -0.001 1(0.030 3) | -0.017 1(0.023 6) |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES |
| 观测值 | 465 | 465 | 465 |
| R ² | 0.736 5 | 0.777 7 | 0.815 1 |
| 极大似然估计值 | 518.253 2 | 600.358 7 | 584.788 8 |

注:***, **和* 分别表示在1%,5%和10%的统计水平上显著,括号内是标准误差

在模型(1)和模型(2)中含空间相邻和地理距离权重矩阵技术因素系数为显著负向影响,在模型(3)中含经济距离权重矩阵环境规制系数依然显著为正,和上文的结果一致.而在加入被解释变量的一阶滞后项作为控制变量后,含经济距离权重矩阵的市场因素不显著,而技术因素变为显著为正,说明了市场因素对绿色创新驱动的影响相对较弱,而技术因素溢出效应需要一定时间发展.动态空间杜宾模型结果基本和前文基础模型结果一致,证明了基准模型结论稳健性.

3 结论

1)2004年—2019年间中国绿色创新效率水平呈现基本稳定上升特征,但存在明显空间差距,表现为东部绿色创新能力突出,中西部次之,而东北地区成为绿色创新“洼地”.

2)从空间关联特征来看,区域绿色创新呈现“高-高”“低-低”集聚的空间正向自相关特征,即高效率省份往往与其他效率水平较高省份相邻,而低效率省份往往被其他效率水平较低省份所包围.

3)从影响空间关联因素来看,技术、市场、环境规制对本地与邻地绿色创新效率会产生不同的影响,具体来看,技术进步对本地绿色创新效率提升有显著促进作用,但对邻地产生负向影响;市场因素和环境规制的上升对本地绿色创新效率提升有显著促进作用,同时对邻地也产生积极影响.通过溢出效应分析,发现技术水平影响强度最大,环境规制因素次之,而市场因素最小,说明对于区域绿色创新发展,技术水平仍然起到最大正向影响作用.因此,政策重点应从技术创新特别是引导区域间形成技术协同创新效应重点展开,同时,提高环境规制标准与加强各地区市场建设也是提升中国绿色创新效率的有效保障.

参考文献:

- [1] FREEMAN C. Networks of innovators: Synthesis of research issues[J]. *Research Policy*, 1991, 20(5): 499-514.
- [2] 罗良文,梁圣蓉.中国区域工业企业绿色技术创新效率及因素分解[J]. *中国人口·资源与环境*, 2016, 26(9): 149-157.
- [3] 孙博文,张友国.中国绿色创新指数的分布动态演进与区域差异[J]. *数量经济技术经济研究*, 2022, (1): 51-72.
- [4] 曹霞,于娟.绿色低碳视角下中国区域创新效率研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(5): 10-19.
- [5] 刘华军,杜广杰.中国雾霾污染的空间关联研究[J]. *统计研究*, 2018, 35(4): 3-15.
- [6] 王婧,杜广杰.中国城市绿色创新空间关联网络及其影响效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(5): 21-27.
- [7] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*, 2001, 130(3): 498-509.
- [8] 彭硕毅,张营营,何爱平.中国真实绿色创新效率的测算及空间特征分析[J]. *统计与决策*, 2022, 38(18): 108-113.
- [9] 闫华飞,肖静,冯兵.长江经济带工业绿色技术创新效率评价及其影响因素分析[J]. *统计与决策*, 2022, 38(12): 96-101.
- [10] 王海龙,连晓宇,林德明.绿色技术创新效率对区域绿色增长绩效的影响实证分析[J]. *科学学与科学技术管理*, 2016, 37(6): 80-87.
- [11] 孙燕铭,谌思邈.长三角区域绿色技术创新效率的时空演化格局及驱动因素[J]. *地理研究*, 2021, 40(10): 2743-2759.
- [12] 刘章生,宋德勇,弓媛媛.中国绿色创新能力的时空分异与收敛性研究[J]. *管理学报*, 2017, 14(10): 1475-1483.
- [13] 王彩明,李健.中国区域绿色创新绩效评价及其时空差异分析:基于2005-2015年的省际工业企业面板数据[J]. *科研管理*, 2019, 40(6): 29-42.
- [14] 吕岩威,谢雁翔,楼贤骏.中国区域绿色创新效率时空跃迁及收敛趋势研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37(5): 78-97.
- [15] RENNINGS K. Redefining innovation-eco-innovation research and the contribution from ecological economics[J]. *Ecological Economics*, 2000, 32(2): 319-332.
- [16] 肖雁飞,尹慧,廖双红.环境规制对产业链区际分工影响的本地与邻地效应:基于长江经济带化工行业实证分析[J]. *经济地理*, 2021, 41(6): 116-125.