

# 中国区域绿色技术创新效率的空间分布及影响因素分析

孙欣,曾菊芬

(安徽财经大学统计与应用数学学院,安徽蚌埠 233010)

**摘要:**绿色技术创新是绿色发展主要动力,研究区域绿色技术创新效率对提升区域创新能力和推动区域经济可持续发展具有重要意义。基于传统的测算绿色技术创新效率的DEA模型没有考虑非期望产出和要素“松弛”的情况,本文以2008~2017年各省的面板数据为样本,结合非期望产出的DEA-SBM模型和全局Malmquist-Luenberger指数评价研究各区域绿色技术创新效率的静态和动态变化,并将绿色技术创新效率与纯技术创新效率进行比较分析,采用全局空间自相关和局部空间自相关检验区域间绿色技术创新效率的空间相关性,建立空间计量模型对绿色技术创新效率的影响因素进行探究。研究认为,各区域的绿色技术创新效率整体水平不高,大部分区域呈现逐年上升的趋势,总体处于“东高西低”的分布格局;纯技术创新效率要优于绿色技术创新效率;大多数省份的绿色技术创新全要素生产率呈增长态势,并且技术进步是影响的主要因素;区域创新效率具有明显的空间正自相关性和空间集聚效应,集聚效应主要体现在低效率的L-L象限和高效率的H-H象限;完善技术市场环境机制、扩大经济对外开放、优化产业结构对提升区域绿色技术创新效率有积极的促进作用,环境规制对创新效率发展具有明显的抑制作用,可能与环境政策在短期内造成的挤出效应有关。

**关键词:**绿色技术;创新效率;区域经济;环境规制;DEA-SBM模型;全局Malmquist-Luenberger指数;空间计量模型

中图分类号:F205

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2019)06-0029-16

收稿日期:2019-06-09

基金项目:国家社会科学基金重点项目(18AJY014);安徽省高校自然科学基金项目(KJ2018ZD043);安徽财经大学校级课题(ACKY1703ZDA);安徽财经大学研究生科研创新基金项目(ACYC2017237)

作者简介:孙欣(1973-),男,安徽庐江人,教授,经济学博士。

# Spatial distribution and influential factors of regional green technology innovation efficiency in China

SUN Xin,ZENG Jufen

(School of Statistics and Applied Mathematics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233010, Anhui, China)

**Abstract:** Green technology innovation is the main driving force of green development. Studying regional green technology innovation efficiency is of great significance to enhance regional innovation capability and promote regional economic sustainable development. Based on the traditional DEA model for measuring the innovation efficiency of green technology, the undesired output and the “relaxation” of the factors are not considered. This paper takes the panel data of each province in 2008 ~ 2017 as a sample, evaluates the static and dynamic changes in the efficiency of green technology innovation in various regions of China in combination with the DEA-SBM model of undesired output and the global Malmquist-Luenberger index, and compares the efficiency of green technology innovation with the efficiency of pure technology innovation. Then the global spatial autocorrelation and local spatial autocorrelation are used to test the spatial correlation of green technology innovation efficiency between regions, and then the spatial econometric model is established to explore the influencing factors of green technology innovation efficiency. The research results show that the overall level of green technology innovation efficiency in various regions of China is not high, and most regions exhibit an increasing trend year by year, and the overall distribution pattern is “high in the east and low in the west”. The efficiency of pure technology innovation is better than that of green technology innovation. In most provinces, the total factor productivity of green technology innovation is increasing, and technological progress is the main factor of influence. Regional innovation efficiency has obvious spatial positive autocorrelation and spatial agglomeration effect, and the agglomeration effect is mainly reflected in the inefficient L-L quadrant and high-efficiency H-H quadrant. Improving technology market environment mechanism, expanding economic opening-up to the outside world, and optimizing the industrial structure have a positive role in promoting regional green technology innovation efficiency, while environmental regulation has a significant inhibitory effect on innovation efficiency development, and may be related to the crowding-out effect caused by the environmental policies in the short term.

**Key words:** green technology; innovation efficiency; regional economy; environmental regulation; DEA-SBM model; global Malmquist-Luenberger index; spatial econometric model

自改革开放以来,中国经济一直处于高速增长的模式,粗放型生产方式使得环境的承载力日益下降,已经影响到中国经济的可持续发展。在经济发展进入“新常态”后,这种粗放型的经济发展模式已不适用于当前经济发展的要求。面对资源有限和

环境污染的问题,转变经济发展模式,将绿色发展理念和技术创新理念相结合,实施绿色创新驱动战略,推动经济持续健康发展和实现经济转型升级已成为当前中国经济发展的主要任务。因此,本文将在考虑环境因素的基础上,对中国区域绿色技术创

新效率的现状以及空间分布特征进行实证研究,并构建空间计量模型来探究影响区域绿色技术创新能力的主要因素,这对推动区域经济的绿色增长,提升区域绿色创新能力,形成合理的区域发展格局具有重要意义。

## 一、文献综述

绿色技术的概念最早是由 Brawn et al. 于 1994 年提出的<sup>[1]</sup>,相对于传统技术创新,它在很大程度上缓和了环境与经济发展的矛盾。近年来,随着经济-环境问题的日益凸显,国内外大多数学者在此领域展开了深入的研究,主要集中于对创新效率指标体系的选取、测算模型的建立以及空间维度的探究<sup>[2-21]</sup>。目前所采用的研究效率的方法主要是以非参数的数据包络分析(DEA)和参数的随机前沿法(SFA)为主。韩晶等运用包含空间计量的四阶段 DEA 模型对各省的创新效率进行实证研究,结果表明传统 DEA 方法测算的区域创新效率值被明显低估,经过四阶段 DEA 调整后,规模报酬递增的省份居多<sup>[2]</sup>。王惠等考虑到决策单元使用非期望产出的 SBM 模型会出现同时有效的情况,且若干不同省份的高技术产业创新效率会同时处于 DEA 效率前沿面,故采用 Super-SBM 模型测度环境约束下中国高技术产业绿色创新效率<sup>[3]</sup>。Kortelainen 基于 Malmquist 指数对 20 个欧盟成员国和 OECD 国家的技术创新效率进行评价研究<sup>[4]</sup>。周五七运用全局 DEA 及 GML 指数测算了工业行业绿色全要素生产率指数,结果表明在发挥技术进步对工业行业碳生产率增长作用的同时,也要重视技术效率对碳生产率增长的推动作用<sup>[5]</sup>。林陟峰等采用随机前沿生产函数对全要素生产率及分解效率进行探讨,发现北京制造业的全要素生产率呈现下降趋势,其主要原因在于技术进步和技术效率的开始恶化<sup>[6]</sup>。韩晶应用 SFA 方法对中国高技术产业创新效率进行实证分析,结果表明中国高技术产业整体创新效率呈改善的趋势<sup>[7]</sup>。

当前,研究绿色创新效率影响因素的方法有多

种。其中,普遍应用的是经典计量模型和空间计量模型。如汪传旭等运用空间 Durbin 模型对区域高技术企业绿色创新效率的空间溢出效应进行分析,结果表明不同的解释变量对本地区和其他地区绿色创新效率提升作用的显著性不同<sup>[8]</sup>。钱丽等将影响效率的因素分为企业管理和区域环境建设两方面,然后分别构建计量模型,回归的结果表明企业规模和国有经济比重对效率的提升具有负影响,其他因素具有显著的促进作用<sup>[9]</sup>。还可以采用结构化方程对影响因素进行分析,其优势在于能对潜在变量和复杂变量的模型进行参数估计。如沈能等在考虑技术异质性的基础上,运用结构化方程建立绿色创新结构模型,对绿色创新影响机制进行研究<sup>[10]</sup>。肖黎明等运用无效率方程研究区域绿色创新效率,结果表明各因素与绿色创新效率之间呈线性、U 型和倒 U 型关系<sup>[11]</sup>。

从所检索的文献来看,虽然学者们对绿色创新效率领域进行了有效的研究,但还存在一定的不足:第一,传统的效率分析 DEA 很少同时考虑环境因素和“松弛”要素对创新效率的影响,这会造成创新效率被高估的情况。虽然 Malmquist-Luenberger 指数可以用于测度长期的基于非期望产出的效率变化问题,但在测算的过程中可能由于 DMU 数量不足而造成前沿面不够精细,结果的稳定性不高,所以可以考虑全局参比、窗口参比等 Malmquist 指数来提高结果的可靠性。第二,考虑绿色发展的技术创新效率与纯技术创新效率的比较差异,进而明确绿色发展的必要与否。第三,党的十八大以来,绿色技术创新效率是否产生变化,目前还没有研究对此进行对比分析。第四,由于区域的技术扩散与溢出效应的存在,在分析绿色技术创新效率的因素上需要考虑到空间因素,目前较少文献采用空间计量方法进行深入分析。因此,本文在考虑非期望产出和松弛变量的基础上,将 DEA-SBM 与全局 Malmquist-Luenberger 指数结合起来评价研究绿色技术创新效率的静态和动态变化,并将绿色技术创新效率与纯技术创新效率进行比较分析。然后采用空间自相关指数对区域的

空间相关性进行探索,并在空间自相关指数的基础上构建空间计量模型来分析影响中国绿色技术创新效率的因素。同时,以党的十八大为基点,将创新效率与空间效应进行前后期对比来反映区域创新程度的变化<sup>[12-29]</sup>。

## 二、研究方法与模型

### (一)非期望产出的 DEA-SBM 模型

数据包络分析(DEA)是一种基于被评价对象间相对比较的非参数效率分析方法,传统的 DEA 模型如 CCR、BCC 都是基于径向和角度的思想,在处理无效 DMU 时都是将所有投入(产出)等比例增加(缩减),并没有把松弛的部分在效率值的测量中体现出来。因此,为了解决模型中松弛变量的问题,Tone 提出了 SBM 模型,它是同时从投入和产出两方面对无效率状况进行测量,因此也是非径向模型<sup>[12]</sup>。在研究绿色创新效率时一般需要考虑环境因素的,但以往的研究中大多只考虑期望产出,没有考虑到生产过程中所产生的坏产出,故本文采用非期望产出的非径向 SBM 模型来处理绿色技术创新效率问题,既能解决非期望产出的效率问题,又能考虑松弛变量的影响。非期望产出的 DEA-SBM 模型如下

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i^- / x_{ik}}{1 + \frac{1}{q} \sum_{r=1}^q s_r^+ / y_{rk}} \quad (1)$$

$$s.t. \begin{cases} X\omega + s^- = x_k \\ Y\omega - s^+ = y_k \\ B\omega + s^b = b_k \\ \omega, s^-, s^+ \geq 0 \end{cases}$$

式中:  $\rho$  代表效率值,  $0 \leq \rho \leq 1$ , 如果其值等于 1, 则说明被评价单元是强有效的, 如果小于 1, 说明被评价单元还未达到理想的有效状态, 在投入和产出上有需要改进之处;  $m$  为投入,  $q$  为产出,  $x_k, y_k, b_k$  分别表示第  $k$  个 DMU 的投入、期望产出、非期望产出,  $\omega$  表示决策单元 DMU;  $s^-, s^+, s^b$  分别表示投入、期望

产出、非期望产出的松弛变量。

### (二)全局参比 Malmquist-Luenberger 指数

由于静态的 DEA 效率只能反映某一时间绿色技术创新的相对效率, 而事物的发展一般是一个连续变动的过程, 当被评价的 DMU 数据是包含多个时间点的面板数据时, 通常需要用 Malmquist 指数来分析技术效率和技术进步对创新效率所起的作用。

Malmquist 指数分析法是基于 DEA 模型测算全要素生产率动态变化的一种方法, 由于在实际应用中 DMU 的数量往往比较少, 这会导致前沿过于粗糙。为了提高前沿精细度以及结果的可靠性, 本文采用可以增加 DMU 数量的全局参比 Malmquist 模型来分析中国区域绿色技术创新效率。

全局参比 Malmquist 模型是以各期的总和为参考集, 各期共同的参考集为

$$S^g = S^1 \cup S^2 \cup \dots \cup S^p = \{(x_j^1, y_j^1)\} \cup \{(x_j^2, y_j^2)\} \cup \dots \cup \{(x_j^p, y_j^p)\} \quad (2)$$

各期参考的是共同前沿, 因此计算的是单一的 Malmquist 指数

$$M_g(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \frac{E^g(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^g(x^t, y^t)} \quad (3)$$

$$\text{而效率变化 } EC = \frac{E^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^t(x^t, y^t)}; \text{ 技术变化}$$

$$TC = \frac{E^g(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}$$

式中:  $S^g$  为总参考集、 $x$  与  $y$  为投入变量与产出变量、 $M_g$  为 Malmquist 指数、 $EC$  为技术效率指数、 $TC$  为技术进步指数。

因此, Malmquist 指数可分解为效率变化和技术变化, 即

$$M_g(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \frac{E^g(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^g(x^t, y^t)} = EC \times TC \quad (4)$$

本文将环境污染指数作为非期望产出引入到 Malmquist 模型中, 所以得到的 Malmquist 指数为 Malmquist-Luenberger 指数。

### (三) 空间自相关检验

空间自相关是指相邻区域具有相似的变量取值,基于空间序列的复杂性,目前检验空间相关性的方法中最常用的是全局空间自相关和局部空间自相关。

对空间自相关进行分析的前提是测算空间权重矩阵;常用的方法有0-1空间权重矩阵、地理距离的倒数作为空间权重、经济距离权重矩阵等。本文采用0-1空间权重矩阵,并对其进行标准化处理

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \cdots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{pmatrix} \quad (5)$$

式中: $W$ 为空间权重矩阵,为区域*i*和区域*j*的空间权值。主对角线上的元素 $w_{11} = \cdots = w_{nn} = 0$ ;如果区域*i*与区域*j*有共同的边界,则 $w_{ij} = 1$ ;如果区域*i*与区域*j*没有共同的边界,则 $w_{ij} = 0$ 。

全局空间自相关是考察整个空间序列的集聚情况,一般采用莫兰指数(Moran's I)衡量,具体形式如下

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (6)$$

式中: $I$ 为莫兰指数指数, $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本方差; $w_{ij}$ 为空间权重矩阵的(*i*,*j*)元素; $x_i, x_j$ 分别为第*i*个地区和第*j*个地区的观察值。

莫兰指数的取值范围为 $[-1, 1]$ ,Moran's I指数大于0表示正相关,即创新效率高(低)的区域与创新效率高(低)的区域集聚;Moran's I指数小于0表示负相关,即创新效率高(低)的区域与创新效率低(高)的区域集聚;当Moran's I = 1或Moran's I = -1时,则表明各省份的绿色技术创新效率之间存在完全空间正相关或完全空间负相关;若Moran's I指数接近于0,则表示各省份的绿色技术创新效率之间不存在空间相关性。

局部空间自相关是考察某区域附近的空间集聚情况,可以用来反映各省市间的空间自相关性。

局部莫兰指数(Moran's I)的具体表达式如下

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{S^2} \quad (7)$$

式中:若 $I_i$ 为正,则表示区域*i*的高(低)值被周围的高(低)值包围;若 $I_i$ 为负,则表示区域*i*的高(低)值被周围的低(高)值包围。

同时,可以根据测算的局部莫兰指数值 $I_i$ 画出Moran's I散点图。Moran's I散点图有I、II、III、IV共4个象限,分别表示高-高(H-H:高效率-高滞后)、低-高(L-H:低效率-高滞后)、低-低(L-L:低效率-低滞后)、高-低(H-L:高效率-低滞后)集聚模式。

### (四) 空间计量模型

(1)空间自回归模型(SAR)。空间自回归模型是分析所研究变量在某一地区的溢出效应,表达式如下

$$Y = \gamma WY + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

式中: $Y$ 为被解释变量,即本文中的绿色技术创新效率水平; $\gamma$ 为空间自回归系数,用来度量空间滞后 $WY$ 对 $Y$ 的影响; $W$ 为空间权重矩阵; $X$ 为 $n \times k$ 的解释变量矩阵,本文选取了5个影响因素来作为解释变量; $\beta$ 为相应系数; $\varepsilon$ 为随机扰动项,假设其满足 $\varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n)$ 。

(2)空间误差模型(SEM)。空间误差模型是反映区域外溢是随机冲击的作用结果,即被解释变量的误差冲击对本地区效率水平的影响程度。其空间依赖性主要是通过误差项来体现。具体表达式如下

$$Y = X\beta + \mu$$

$$\mu = \rho M\mu + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n) \quad (9)$$

式中: $M$ 为空间权重矩阵; $\rho$ 为被解释变量 $Y$ 的空间误差系数;该模型中随机扰动项 $\mu$ 存在空间依赖性,这表明不包含在 $X$ 中但对 $Y$ 有影响的遗漏变量存在空间相关性。

(3)空间杜宾模型(SDM)。空间杜宾模型是另一种空间效应建模的方法,其假设区域*i*的被解释变量依赖于其邻接地区的自变量,具体形式如下

$$y = X\beta + WX\delta + \varepsilon \quad (10)$$

式中: $WX\delta$ 表示来自邻接地区自变量的影响; $\delta$ 为相应的系数向量。该模型不存在内生性,故可直接进行最小二乘估计(OLS)估计。但解释变量 $X$ 可能与滞后项 $WX$ 存在多重共线性,若 $\delta = 0$ 可将方程(10)简化为一般的线性回归模型。将SDM与SAR结合可得一般的空间杜宾模型,具体表达式如下

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\delta + \varepsilon \quad (11)$$

### 三、指标选取和数据处理

#### (一)绿色技术创新效率的评价指标体系

在综合相关文献基础上,根据研究对象数据的可获得性,本文将从技术创新的研究发展阶段与成果转化阶段来构建区域投入产出的绿色创新能力评价体系。同时,为体现绿色创新的主旨内涵,本文将在传统的技术创新效率基础上综合考虑能源消耗和环境污染的问题,将其主要指标纳入投入产出评价指标体系中。

(1)投入指标。不管是新古典还是内生经济增长视角下的生产函数,劳动和资本都是创新发展中最基本的要素。因此,本文选取R&D人员全时当量和R&D经费内部支出作为劳动要素和资本要素投入指标,R&D人员全时当量能够反映出创新人员投入状况,R&D经费内部支出能反映一个区域对创新活动的重视程度、技术资金的投入状况。而绿色创新旨在改善生态效益的同时提升经济效益,所以也要将资源效益要素考虑到创新投入体系中,能源消费水平可以反映创新对经济运行质量和效益的促进,而单位GDP能耗是衡量能源消费水平的主要指标,因此,本文选取单位GDP能耗作为创新投入的资源要素。数据来源于《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴。

(2)期望产出指标。期望产出是指在创新活动中得到的理想产出。参考借鉴多数学者的做法,选取专利申请量和新产品销售收入作为绿色创新效

率的期望产出。因为专利是衡量一个地区绿色创新能力和潜在市场收益的重要指标,新产品销售收入是反映出创新成果的商业化水平,衡量经济效益的指标。数据来源于《中国统计年鉴》。

(3)非期望产出指标。从绿色创新的角度来看,创新活动的产出不仅包括专利数量和产品销售收入,还应该将生产过程中所带来的环境污染也作为产出的一部分。故本文选取废水、废气、固体废弃物的排放量,测算出“三废”的综合环境污染指数作为非期望产出指标。数据来源于《中国环境统计年鉴》。

表1 绿色技术创新效率的投入产出指标

一级指标	二级指标	三级指标
投入指标	劳动力要素投入	R&D人员投入水平
	资本要素投入	R&D经费投入水平
	能源要素投入	单位GDP能耗
期望产出指标	创新项目成果	专利申请量
	创新经济成果	新产品销售收入
非期望产出指标	环境污染指标	废水排放量
		废气排放量
		固体废弃物排放量

#### (二)环境污染指数的测算

本文采用工业“三废”的排放量来测算环境污染指数,由于评价指标的单位不一致,故需要通过对标指标进行标准化来消除量纲的影响,并赋予权重,得出综合环境污染指数。

首先,对“三废”的排放总量进行正向标准化处理,具体表达式如下

$$\varphi'_{ij} = \frac{\varphi_{ij} - \varphi_{j_{\max}}}{\varphi_{j_{\max}} - \varphi_{j_{\min}}} \quad (12)$$

式中: $\varphi'_{ij}$ 是第 $i$ 个地区第 $j$ 种污染物标准化后的值; $\varphi_{ij}$ 为某一年各地区各污染物的排放量; $\varphi_{j_{\max}}$ 为污染物的最小排放量; $\varphi_{j_{\min}}$ 为污染物的最大排放量。

然后,采用层次分析方法确定废水、废气与固体废弃物在计算环境污染指数过程中所占的权重,分别为0.41、0.35与0.24。

最后,计算综合环境污染指数,公式如下

$$Y_i = \sum_{j=1}^3 \omega_j \varphi'_{ij} \tag{13}$$

式中: $Y_i$ 为第*i*个地区的综合环境污染指数; $\omega_j$ 为第*j*种污染物的权重。

### (三) 影响绿色技术创新效率的评价指标

参考借鉴相关文献,结合绿色技术创新效率的理论及评价指标体系,本文从经济、环境、技术等方面选取技术市场环境、经济开放程度、产业结构、环境规制、政府支持 5 个变量作为影响区域绿色技术创新效率水平的因素。

(1)技术市场环境(*jsschj*)。技术市场环境变量反映技术市场发展状况,科技创新成果转化效率的指标。技术市场环境的发展程度可以反映技术进步的快慢和科研成果的利用效率,对推动绿色技术创新效率的提升存在一定影响。技术市场的成交数量越多,则技术转移和技术进步的速度越快,技术市场环境发展程度越高。因此,本文选取技术市场成交额来衡量技术市场环境发展程度。

(2)经济开放程度(*jkhfed*)。经济开放程度是指本国经济与国外经济之间的往来程度,主要是以外商投资为代理变量来衡量。一般来看,外商投资能为中国引入国外的先进技术,加快经济增长,但往往也会带来资源消耗与环境污染。经济开放程度对中国绿色技术创新效率产生怎样的影响,需要实证研究。本文以外商投资总额与国内生产总值的比值作为评价指标来具体分析,其中外商投资总额需根据当年的汇率转换单位换算。

(3)产业结构(*cyjg*)。产业结构是指第一、二、三产业在一国经济结构中所占的比重。在经济发展的过程中,产业结构逐渐呈现出高度化,即产业重心逐次向第二、三产业转移,并且第三产业的比重最大。而大多数学者在考虑产业结构因素时仅将第二产业<sup>[8]</sup>或者第三产业作为研究对象<sup>[13]</sup>。根据赛尔奎因和钱纳里的观点,认为随着经济的发展第三产业的占比更高,本文认为采用第二、三产业综合评价产业结构更为全面,并借鉴金艳清的方法<sup>[25]</sup>,分别对第二、三产业赋予 0.4、0.6 的权重来

测度产业结构指标。

(4)环境规制(*hgz*)。绿色创新的“绿色”二字体现在环境和能源这两方面,治理环境污染和节约能源是提高创新效率的有效途径。基于文献理论和数据的可得性,本文选取环境污染治理总额占财政预算支出的比值来衡量环境规制对区域绿色技术创新的影响程度。

(5)政府支持度(*zfz*)。绿色创新的发展需要雄厚的资金支持,而政府是支持区域创新有效发展的机构,政府的支持力度对绿色创新发展起着重要作用。因此本文选取科学技术支出占财政预算支出的比例来作为政府对技术创新支持力度的衡量指标。

## 四、实证分析

### (一) 区域绿色技术创新效率的评价研究

#### 1. 技术创新效率的静态分析

(1)考虑绿色发展的技术创新效率。本文以 30 个省份(西藏除外)为研究对象,2008 ~ 2017 年的面板数据为样本,单位 GDP 能耗、R&D 人员全时当量和内部经费支出为投入指标,专利申请量和新产品销售收入为产出指标,在考虑环境因素的前提下,采用非期望产出的 DEA-SBM 模型测算了各省份的绿色技术创新效率,具体结果如表 2。

根据表 2 绿色技术创新效率的评价结果和图 1 绿色技术创新效率的变化趋势,可以从以下 4 个角度来分析中国绿色技术创新效率。

从整体来看,中国绿色技术创新效率的水平不高,创新效率值最高为 0.694,最低为 0.446,表明中国整体效率水平不高,仍有提升空间。

从时间维度上来看,本文以 2013 年为基点作为绿色技术创新效率的前后期来分析。中国 2008 ~ 2011 年期间绿色创新效率呈现升降波动的趋势,说明在此期间虽然中国的创新能力有所提高,生产力发展也得到改善,但大多基于能源消耗和环境污染,使得中国的创新效益在一定时期内得不到稳定

发展。2011 年出台了“十二五”规划,中国加大了对创新的重视和科研的投入,并大力推行能源与环境管理,使得中国绿色技术创新效率在短期内得到了快速的提升。但在 2013 年绿色技术创新效率值达到最大(0.694)后,2014 年就开始出现小幅度下降的情况,这是因为环境污染指数较去年有所上升,而政府对环境污染治理的投入力度反而下降了

16 个百分点,从而致使创新效率水平有小幅度下降的趋势。2017 年效率值达到 0.648,虽然没有达到 2013 年的最高值,但相较前期的创新效率值而言有了明显提升,表明“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念得到了较好的贯彻实施,效率提升的同时环境也得到了良好的治理,中国绿色技术创新效率水平正朝好的方向发展。

表 2 30 个省份的绿色技术创新效率评价结果

地 区	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	均值
北 京	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
天 津	1.000	1.000	1.000	0.721	0.678	0.854	0.682	0.616	0.568	0.738	0.786
河 北	0.320	0.127	0.333	0.365	0.384	0.398	0.378	0.377	0.377	0.389	0.345
山 西	0.242	0.089	0.241	0.274	0.302	0.320	0.290	0.297	0.300	0.316	0.267
内蒙古	0.266	0.095	0.251	0.259	0.251	0.261	0.246	0.250	0.246	0.267	0.239
辽 宁	0.365	0.205	0.367	0.434	0.430	0.499	0.457	0.500	0.431	0.437	0.413
吉 林	1.000	0.475	1.000	1.000	1.000	0.420	0.574	0.466	1.000	0.456	0.739
黑龙江	0.294	0.102	0.294	0.296	0.315	0.341	0.318	0.323	0.294	0.429	0.301
上 海	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.648	0.965
江 苏	1.000	0.680	0.776	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.778	0.729	0.896
浙 江	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
安 徽	0.525	0.280	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.880
福 建	0.502	0.362	0.555	0.535	0.514	0.528	0.510	0.583	0.563	0.643	0.529
江 西	0.290	0.174	0.419	0.462	0.478	0.571	0.610	0.716	0.956	1.000	0.568
山 东	0.524	0.386	1.000	0.599	1.000	1.000	0.610	0.598	0.517	0.481	0.672
河 南	0.436	0.162	0.390	0.395	0.388	0.450	0.442	0.493	0.468	0.454	0.408
湖 北	0.455	0.184	0.464	0.454	0.459	0.519	0.522	0.573	0.546	0.513	0.469
湖 南	0.481	1.000	0.625	0.608	0.716	1.000	1.000	1.000	1.000	0.488	0.792
广 东	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
广 西	0.536	0.247	0.511	0.498	0.534	0.708	0.599	1.000	1.000	0.619	0.625
海 南	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
重 庆	1.000	0.437	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.635	0.907
四 川	0.457	0.238	0.513	0.545	0.550	0.577	0.591	0.730	0.578	0.661	0.544
贵 州	0.408	0.114	0.417	0.459	0.471	0.436	0.455	0.440	0.452	0.520	0.417
云 南	0.417	0.186	0.361	0.431	0.466	0.488	0.504	0.472	0.456	0.561	0.434
陕 西	0.010	0.008	0.400	0.445	0.399	0.414	0.383	0.423	0.428	0.489	0.340
甘 肃	0.488	0.626	0.473	0.415	0.478	0.498	0.477	0.439	0.342	0.460	0.470
青 海	1.000	1.000	0.131	0.089	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.722
宁 夏	0.117	0.104	0.326	0.358	0.479	0.534	0.460	0.562	0.422	0.506	0.387
新 疆	0.268	0.085	0.285	0.408	0.482	1.000	1.000	0.585	0.475	1.000	0.559
均 值	0.580	0.446	0.604	0.602	0.659	0.694	0.670	0.681	0.673	0.648	
东部地区	0.792	0.705	0.821	0.787	0.819	0.844	0.785	0.789	0.749	0.733	
中部地区	0.465	0.308	0.554	0.561	0.582	0.578	0.595	0.608	0.696	0.582	
西部地区	0.452	0.285	0.424	0.446	0.556	0.629	0.610	0.627	0.582	0.611	



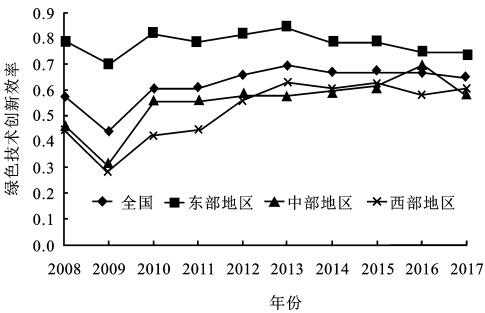


图1 2008~2017 年绿色技术创新效率变化趋势

从三大区域来看,中国绿色技术创新效率并不太稳定,但总体呈现出波动增长的态势。其中东部地区的绿色技术创新效率值大多维持在 0.7 以上,中部地区维持在 0.5 左右,西部地区的效率值在近几年开始有很大的提升,也基本维持在 0.5 左右。总体上来看,东部和中部地区的创新效率要明显优于西部地区,这可能是由于地理位置、经济发展水平、教育质量、环境保护意识及技术水平等因素形成的差异,但近几年东中西部地区的区域差异在进一步缩小。

从各省份来看,30 个省份中绿色技术创新效率值最高的是北京、浙江、广东、海南,其平均创新效率值为 1,表明这些省份均处于理想的绿色创新状态。平均绿色技术创新效率值达到 0.8 以上的省份有上海(0.965)、江苏(0.896)、安徽(0.880)、重庆(0.907),这些省份比较接近理想的绿色创新状态。其中安徽省的效率值逐年上升的原因在于其单位 GDP 能耗率不断下降以及科创投入的比例不断上升,说明安徽省各项绿色发展的措施和创新驱动能力取得良好的成效。而重庆市处于理想的绿色创新状态的原因可能在于其高等教育机构的质量很好,以及“西部大开发”实施的人才战略取得了有效的进展,能培养出大量的科技人才,从而使得其创新效率值较高。总体而言,2008~2017 年间大部分省份的绿色技术创新效率还是有显著提高的,但仍

有很大的发展空间。

(2)纯技术创新效率。为验证绿色发展对技术创新的影响,本文将进一步开展绿色技术创新效率与非绿色发展的技术创新效率的比较,有效地揭示绿色发展对技术创新效率作用。因此,评价指标体系将剔除能源消耗投入与环境污染产出指标,采用相同的 DEA-SBM 模型测算了各省份的技术创新效率,得到各省份在 2008~2017 年间的技术创新效率均值,与绿色技术创新效率均值的对比结果如表 3 所示。

根据表 3 和图 2 绿色技术创新效率与技术创新效率的比较结果可知,整体上剔除能源与环境绩效指标后的纯技术创新效率要高于绿色技术创新效率,其中 2008~2010 年间绿色技术创新的效率值高于纯技术创新效率值,这是因为环境对技术创新效率的影响存在一定的滞后性,在短期快速增长中无法体现。结果表明良好的绿色基础是提升技术创新效率的重要因素,结合绿色发展理念与技术创新理念,实施绿色创新驱动战略,是推动经济持续健康发展和提升区域发展能力的关键。

2. 绿色技术创新效率的动态分析

上述通过 DEA-SBM 模型逐年计算出静态的区域绿色技术创新效率值,了解目前中国绿色技术创新效率的水平。为了更深入地分析效率的生产前沿

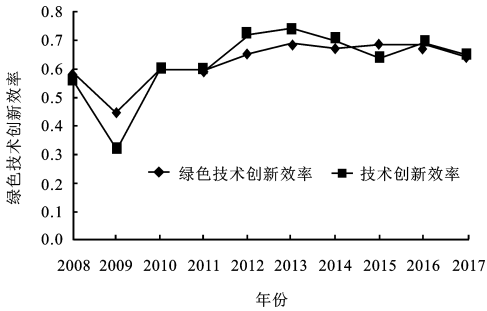


图2 绿色技术创新效率与技术创新效率的变化趋势图

表3 绿色技术创新效率与纯技术创新效率的比较结果

均 值	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
绿色技术创新效率	0.580	0.446	0.604	0.602	0.659	0.694	0.670	0.681	0.673	0.648
技术创新效率	0.564	0.326	0.605	0.612	0.727	0.744	0.706	0.643	0.695	0.654

面变动情况,本文还将测算 2008 ~ 2017 年各区域绿色技术创新效率的 Malmquist-Luenberger 指数,并通过分解 Malmquist 指数来反映技术进步和技术效率对创新效率所起的作用。结果如表 4 和表 5。

表 4 各区域绿色技术创新效率的 Malmquist 指数及其分解

地区	MI	EC	TC	地区	MI	EC	TC
安徽	1.408	1.234	1.141	江西	1.262	1.218	1.036
北京	1.284	1.000	1.284	辽宁	1.078	1.063	1.014
福建	1.041	1.047	0.994	内蒙古	1.173	1.119	1.049
甘肃	0.933	1.013	0.921	宁夏	1.101	1.290	0.853
广东	1.130	1.000	1.130	青海	0.875	1.001	0.874
广西	1.136	1.115	1.018	山东	1.338	1.109	1.207
贵州	1.323	1.243	1.064	山西	1.179	1.152	1.023
海南	1.134	1.000	1.134	陕西	1.261	1.428	0.883
河北	1.162	1.132	1.027	上海	1.095	0.961	1.140
河南	1.172	1.106	1.060	四川	1.141	1.110	1.028
黑龙江	1.286	1.188	1.082	天津	1.117	0.983	1.137
湖北	1.156	1.115	1.036	新疆	1.145	0.998	1.147
湖南	1.084	1.082	1.002	云南	1.076	1.097	0.981
吉林	1.226	1.086	1.129	浙江	1.141	1.000	1.141
江苏	1.125	0.980	1.147	重庆	1.042	1.040	1.002

注:表中 MI、EC、TC 值均为各时期的几何平均值。

从表 4 各区域绿色技术创新效率的 Malmquist 指数及其分解的运行结果来看,除甘肃、青海之外,其他各省的 Malmquist 指数均大于 1,表明大部分省份的绿色技术创新全要素效率呈增长态势。而甘肃和青海的 Malmquist 指数均小于 1,影响其指数值的主要因素是技术进步(TC),表明这两个省份的技术进步率有所下降。

从分解的技术进步和技术效率来看,有 4 个省份的技术效率(EC)小于 1,而有 6 个省份的技术进

表 5 2008 ~ 2017 年绿色技术创新效率的 Malmquist 指数及其分解

年份	EC	TC	MI
2008 ~ 2009	0.703	2.012	1.414
2009 ~ 2010	1.928	0.551	1.062
2010 ~ 2011	1.021	0.948	0.967
2011 ~ 2012	1.397	1.007	1.407
2012 ~ 2013	1.086	1.010	1.097
2013 ~ 2014	0.971	1.073	1.042
2014 ~ 2015	1.034	1.166	1.205
2015 ~ 2016	0.994	1.252	1.245
2016 ~ 2017	1.036	1.174	1.216
均值	1.130	1.133	1.280

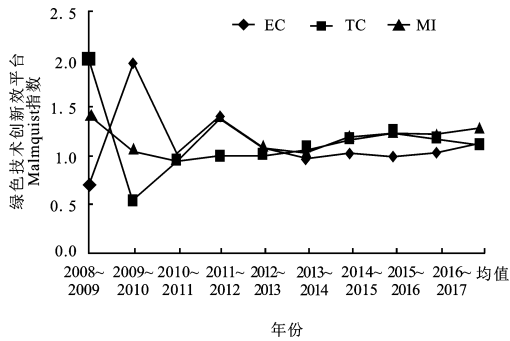


图 3 2008 ~ 2017 年区域绿色技术创新效率的 Malmquist 指数变化及分解

步(TC)小于 1,技术进步与技术效率之间的差异说明在发展过程中虽然形成了有效的投入产出结构,但技术的开发还存在不足,现有的技术无法使绿色技术创新全要素生产率得到快速的提升。因此,要想提高区域 TFP 还需加大科技的研发与投入。

为了更准确地了解使绿色技术创新全要素生产率呈增长态势的主要因素,本文将在区域性分析的基础上再进行阶段性分析,由表 5 的分段结果可知,2008 ~ 2017 年间各区域的 MI 均值为 1.280,说明平均增长率达到 28% 以上,其中技术效率增加 13.0%,技术进步增加 13.3%。由图 3 中 MI、EC、TC 的变化趋势来看,技术进步与全要素生产率的变化基本一致。另外,以 2008 ~ 2009 年与 2009 ~ 2010 年这两个时间段为例,MI 由 1.414 下降到 1.062,虽然在此阶段技术效率由 0.703 上升至 1.928,但技术效率的作用并未抵消技术进步下降所带来的影响,说明技术进步是影响全要素生产率的主要动力。综上可知,技术进步(TC)是影响全要素生产率(MI)的关键要素,这与区域性分析的结果相符。

## (二)绿色技术创新效率的空间自相关动态分析

### 1. 全局空间自相关

通过上面的分析可以发现区域间绿色技术创新效率的差异性比较大,说明绿色创新能力与空间分布存在很大关系。特别是从三大区域的角度来看,东、中、西部地区呈现出“东高西低”的分布

格局。因此,本文将在研究绿色技术创新效率的基础上,采用全局空间自相关和局部空间自相关来分析各省份绿色技术创新效率的空间分布特征。

表 6 2008 ~ 2017 年 30 个省份绿色创新效率

Moran's I 统计值

年份	Moran's I	Z 值	P 值
2008	0.218	2.010	0.022
2009	0.268	2.410	0.008
2010	0.309	2.727	0.003
2011	0.329	2.900	0.002
2012	0.250	2.53	0.012
2013	0.453	3.863	0.000
2014	0.417	3.585	0.000
2015	0.430	3.689	0.000
2016	0.266	2.376	0.009
2017	0.449	3.862	0.000

由表 6 的运行结果可知,30 个省份 2008 ~ 2017 年绿色技术创新效率的全局 Moran's I 值均大于 0,并且通过显著性检验。这表明绿色技术创新效率存在空间正自相关性,即高效率省份相邻的省份具有较高的创新效率,低效率省份相邻的省份具有较低的创新效率。以 2012 年为对比基点来看,2008 ~ 2013 年间整体 Moran's I 值呈升降波动的趋势,表明区域间的发展具有不稳定性,一些省份的绿色技术创新效率会受到周边区域的影响呈现不稳定状态。而 2013 ~ 2017 年期间 Moran's I 值(均值 0.403)相较前期的 Moran's I 值

(均值 0.304 5)而言有了较为明显提升,表明十八大提出的绿色政策在整体上得到了有效实施。但全局 Moran's I 指数只能反映整个区域的空间相关趋势,无法揭示出局部空间分布特征。要具体了解各区域间对政策的执行程度,还有必要进一步用局部空间自相关来分析每个区域的局部相关性。

2. 局部空间自相关

局部自相关分析不仅能表明区域空间集聚的类型,还能准确的了解各省份的具体空间集聚情况。本文运用局部空间自相关对各省份 2008、2011、2014、2017 年的区域分布情况进行分析,得到 Moran's I 散点图如图 4 ~ 7 所示。

根据 Moran's I 散点图(图 4 ~ 图 7)和表 7 给出的 30 个省份在 2008 年、2011 年、2014 年和 2017 年各象限的分布情况,可以得出 2008 年有 16 个(53.3%)省份呈现正向空间相关,其中 H-H 象限 7 个、L-L 象限 9 个。2011 年有 19 个(63.3%)省份呈现正向空间相关,其中 H-H 象限 7 个、L-L 象限 12 个。2014 年有 20 个(66.6%)省份呈现正向空间相关,其中 H-H 象限 9 个、L-L 象限 11 个。2017 年有 21 个(70.0%)省份呈现正向空间相关,其中 H-H 象限 9 个、L-L 象限 12 个。以 2012 年为基点分为前后期来看,2008 ~ 2011 年创新效率在正向空间相关的比率上增加了 10.0%,2011 ~ 2014 年增加了 3.3%,2014 ~ 2017 年又增加了 3.4%。虽然各区域在象限中处于不断跃迁的状态,但后期相较于前期而言集聚于高效率的省份

Moran's I=0.218xI

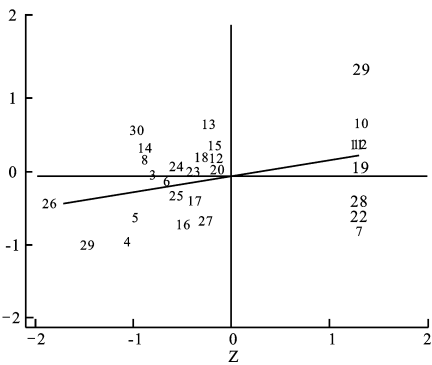


图 4 2008 年 Moran's I 散点图

Moran's I=0.329xI2011

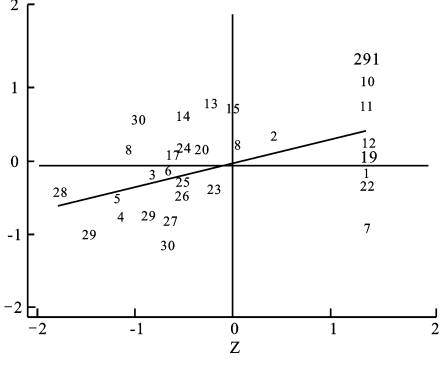


图 5 2011 年 Moran's I 散点图

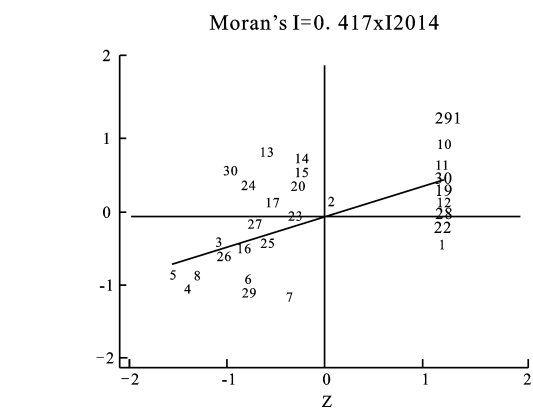


图6 2014 年 Moran's I 散点图

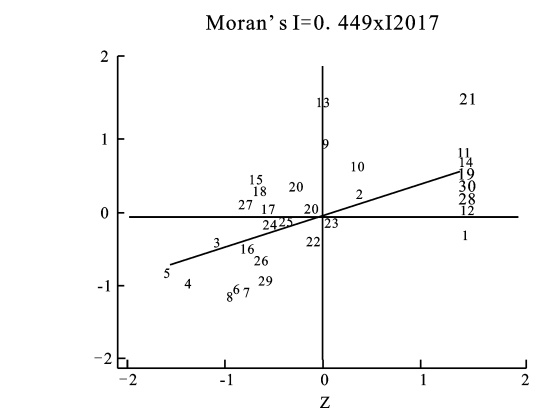


图7 2017 年 Moran's I 散点图

表7 Moran's I 散点图对应的 30 个省份所处象限

年份	2008	2011	2014	2017
H-H 象限	北京、天津、上海、浙江、江苏、广东、广西	天津、上海、浙江、江苏、安徽、广东、海南	天津、上海、浙江、安徽、河南、湖南、广东、海南、青海	天津、江苏、浙江、安徽、江西、广东、海南、青海、新疆
L-H 象限	黑龙江、安徽、福建、江西、山东、湖南、广西、贵州、新疆	黑龙江、福建、江西、山东、湖北、贵州	福建、江西、山东、湖北、广西、四川	山东 湖北 湖南广西甘肃
L-L 象限	山西、辽宁、内蒙古、河南、湖北、云南、陕西、甘肃、宁夏	河北、山西、内蒙古、辽宁、河南、四川、陕西、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆	河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、云南、陕西、甘肃、宁夏	河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、河南、重庆、贵州、云南、陕西、宁夏
H-L 象限	吉林、海南、甘肃	北京、重庆、吉林	北京、重庆	北京、四川

增加了,高绿色技术创新效率的省份在不断增多,并且在 2008~2017 年间呈正向空间自相关的省份增加了6.7%。这表明自十八大政策实施以来,各区域间重视并根据自身情况积极贯彻了各项政策,使得各区域的创新能力及相关性有逐渐加强的趋势。并随着时间的推移开始有中、西部地区的省份向高效率象限跃迁,这与各区域积极响应国家制定的相关政策是相符的。

（三）绿色技术创新效率的影响因素分析

常见的空间计量模型有空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)等。在选取模型之前首先要进行时间与空间交互效应的检验,从而确定是时间固定、空间固定还是时间空间双固定。然后进行豪斯曼检验(Hausman)来确定是使用随机效应还是固定效应模型。

本文以绿色技术创新效率为被解释变量,技术

市场环境、经济开放程度、产业结构、环境规制、政府支持五大因素为解释变量。首先对 SAR 和 SEM 模型进行回归估计和检验,结果如表 8 所示。

表8 非空间面板模型回归估计及检验结果

检验值	混合 OLS	空间固定效应	时间固定效应	空间时间双固定效应
R <sup>2</sup>	0.318	0.306	0.195	0.192
Log-L	-253.16	-204.42	-217.37	-163.65
LMlag	51.529 ***	66.889 ***	13.167 ***	12.671 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
R-LMlag	0.577	2.220	0.000	1.112
	(0.448)	(0.136)	(0.989)	(0.292)
LMerror	54.069 ***	67.578 ***	14.629 ***	11.562 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
R-LMerror	3.117 *	2.909 *	1.462	0.003
	(0.077)	(0.088)	(0.227)	(0.959)
LR 空间固定	107.435 *** (0.000)			
LR 时间固定	81.531 *** (0.000)			

注:表中数据通过 matlab 软件计算整理得到;\*、\*\*\* 分别表示在 10%、1% 的水平上显著;括号内为 P 值。

根据表 8 测算的非空间面板模型回归估计及检验结果可以看出,LR 空间固定和 LR 时间固定效应的统计值在显著性水平 1% 下均显著,且时空双固定效应模型的 Log-L 值最大,故本文选择时间和空间双固定效应的面板模型。

在选取双固定效应模型后首先确定空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)哪个模型最佳,综合表 8 的 LM 检验和稳健性 LM 检验来看,SAR 模型( $LM = 12.671, P = 0.000$ )和 SEM 模型

( $LM = 11.562, P = 0.001$ )的 LM 检验均通过 1% 的显著性水平,但综合稳健性的 R-LMla 结果来看,双固定效应的 SAR 模型( $R-LM = 1.112, P = 0.292$ )比 SEM 模型( $R-LM = 0.003, P = 0.959$ )更合适。

确定双固定 SAR 模型后,进一步进行 Wald 检验和 LR 检验来确定 SDM 模型是否能简化为 SAR 或 SEM 模型,如若不能,则选取双固定效应的 SAR 模型。具体测算结果见表 9 所示。

表 9 时间空间双固定 SDM 模型的 Wald 和 LR 检验结果

Wald 检验				LR 检验			
Wald_spatial_lag	prob_spatial_lag	Wald_spatial_error	prob_spatial_error	LR_spatial_lag	prob_spatial_lag	LR_spatial_error	prob_spatial_error
9.766	0.082 *	10.775	0.056 *	9.631	0.086 *	10.891	0.054 *

注: \* 表示在 10% 的显著性水平上显著。

根据表 9 时间空间双固定效应 SDM 模型的 Wald 检验和 LR 检验结果可知,SDM 模型只有在显著性水平为 10% 时才能简化为 SAR 或 SEM 模型,综合表 8 与表 9 的测算结果,选用空间自回归 SAR 模型更合适。

上述分析只是确定时间与空间的交互效应,还不能完全确定模型是选择随机效应还是固定效应,还需进行豪斯曼检验。豪斯曼检验结果显示,统计量  $chi(5) = 24.778, P = 0.0098$ ,通过显著性水平 1% 的显著检验,故拒绝接受随机效应的原假设,选取双固定效应的 SAR 模型来评价研究影响区域绿色技术创新效率的因素。得到结果如表 10 所示。

根据表 10 双固定效应 SAR 模型的测算结果可知,SAR 模型的自回归系数  $\rho$  在 1% 的显著性水平下是显著的,表明各区域的绿色技术创新效率存在

显著的空间正相关性。与空间自相关检验结果相符。

在双固定的 SAR 模型中除政府支持没有通过显著性检验外,其他变量都至少通过 10% 的显著性检验,表明在推进绿色创新发展方面,政府的投入力度(量)还不够,或者说投入方向(质)存在问题,对科研支持力度方面还有待加强改善。技术市场环境通过 10% 水平的显著性检验,其影响系数为 0.0449,说明各省域的技术市场环境对促进绿色技术市场发展、推动绿色技术创新效率提升的效果不太明显,科技成果转化阶段还存在不足之处。经济对外开放程度在 1% 水平下通过显著性检验,其影响系数为 0.1992,说明在绿色发展的背景下外商投资对提高绿色创新效率的作用显著。产业结构通过 1% 水平的显著性检验,其影响系数为 0.2695,说明产业结构是提升绿色创新效率的重要因素之一,发展区域绿色创新需要加强第二、三产业结构的升级,尤其是加强发展污染排放较少的高技术产业与第三产业,完善产业结构高级化。环境规制通过 5% 显著性水平的检验,说明环境规制与创新效率存在显著的相关关系,但环境规制对创新效率的影响系数为 -0.1900,出现了环境规制与创新效率呈现负相关的情况,这可能是各区域在实施环境规制政

表 10 双固定效应 SAR 模型的估计检验结果

变量	系数	统计量	P 值
ln jssceje	0.044 9	1.745 6	0.080 8 *
ln dwkfcd	0.199 2	4.045 3	0.000 1 ***
ln cyjg	0.269 5	3.384 4	0.000 7 ***
ln hjgz	-0.190 0	-1.976 7	0.048 1 **
ln zfcz	-0.065 3	-0.607 8	0.543 3
$\rho$	0.250 9	3.699 6	0.000 2 ***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

策强度过大,导致在短期内造成了挤出效应。即为了落实环境污染治理政策,需要投入部分资金来达到环保要求,在资金总额一定的情况下,势必会降低其他方面的资金投入,从而环保政策会在短时期内对绿色技术创新效率产生抑制的作用。

## 五、研究结论与政策建议

### (一) 研究结论

总的来看,各区域的绿色创新效率水平不高,平均效率值在 0.6 左右,虽然相较前期近几年创新效率水平呈上升趋势,但仍有很大的提升空间。各区域间的创新效率差异比较明显,从三大区域来看,东部地区的效率均值要明显高于中部、西部地区,创新效率值高的省份基本聚集在东部地区,呈现出“东高西低”的分布格局。考虑能源和环境绩效的绿色技术创新效率要低于纯技术创新效率,说明绿色发展是提升区域技术创新效率的重要因素。全局 Malmquist-Luenberger 指数的测算结果表明,大部分省份的绿色技术创新全要素生产率呈增长的态势,且技术进步是影响绿色技术创新全要素生产率的主要因素。

全局自相关的 Moran's I 指数表明,各区域的绿色技术创新效率存在显著的空间正自相关性,创新效率水平较高(低)的地区同其他具有较高(低)创新效率水平的地区具有空间集聚效应。局部空间自相关的 Moran's I 散点图显示,各省份的空间集聚效应主要体现在 L-L 象限与 H-H 象限,并且随着时间的推移,会有部分地区向高效率 H-H 象限逐年跃迁。十八大后绿色技术创新效率整体相较之前有所提升,各区域之间的空间相关程度也有所加强,区域间的集聚效应更为明显,即高效率的区域能带动周围邻近省市效率水平的提升,表明十八大提出的绿色政策在整体上得到了较有效的贯彻实施。

从绿色技术创新效率的影响因素来看,技术市场环境、经济开放程度、产业结构对绿色技术创新

效率均呈现显著的正向影响。而环境规制呈现显著的负向影响,这与短期内造成的挤出效应有关。

### (二) 政策建议

#### 1. 加大绿色技术创新投入,完善发展机制

绿色技术进步作为提升区域绿色技术创新全要素生产率的主要动力,政府可以根据出台政策提倡各企业工业加大科技投入与研发,并在财政方面给予一定支持,建立健全绿色技术保障和服务配套体系,激发绿色技术创新活动,进而提升区域创新效率。建立完善中央与地方之间、部门之间、区域之间、行业之间绿色技术创新统筹协调机制,强化绿色技术创新协同合作,严格落实绿色政绩考核。另外还可以针对区域发展差异,有效地、选择性地引入外商投资,重点吸引技术型和清洁型外商投资,进而提高外资投入在绿色创新效率中的效用。

#### 2. 完善技术市场环境机制,提高市场竞争力

技术市场作为科技成果转化为现实生产力的市场组织形式,也是提升创新效率的有效途径。成熟的技术市场能为科技创新成果的市场转化提供良好的市场环境,提高企业市场竞争力,全面推动大中型企业培育更多具有自主知识产权的高新技术产业群。但技术市场的高效运转还需依靠一个成熟的环境,现阶段技术市场能促进科技成果的转化,但还存在监管不一、交易行为不规范等问题。因此,可以采用“政府引导”和“市场主导”相结合的原则,完善技术市场环境机制,有效地提高科技成果市场转化率,提升中国区域创新效率。

#### 3. 调整和优化产业结构

合理的产业结构是提高中国绿色技术创新效率的有效途径。依照各产业所占比重,积极发展二、三产业,通过有效调整产业内部结构,加大高新技术产业、社会服务业等投入力度,促进产业结构升级。并以先进的现代技术来改造传统产业,使产业结构向高级形式转型。

#### 4. 因地制宜实施环境治理政策

政府应针对区域实际情况制定相应环境治理政策,积极引导和激发企业形成绿色创新意识,对

一些以减少环境污染为目的的技术创新行业加大资金支持。针对各区域发展的实际情况,制定符合区域发展的环境治理政策,同时鼓励建立跨省域生态补偿机制对于理顺各省市的生态关系,实现区域全面协调绿色发展非常重要。

## 六、结语

“绿色发展”与“技术创新”是新一轮经济发展变革的重要发展理念,是解决“经济增长—环境恶化”循环的关键,也是区域经济持续健康发展的必然选择。本文以提升各省域的创新能力的研究目的,以“绿色+创新”理念为基础,从时间和空间两个视角出发,探究了区域间的创新能力现状、分布格局以及影响创新能力的主要因素。研究结果为各区域今后提升创新能力,推动经济发展提供了理论基础和参考价值。但同时也值得注意的是,现阶段关于绿色技术创新效率的研究主要集中于宏观层面,微观层面的评价研究偏少,这是本文存在的不足之处,也是学者们今后可值得深入研究的关键点。在绿色技术创新理论的基础上,再深入细化地探究各行业以及企业的内部因素,从而有针对性地提出加强区域经济可持续发展,提升区域绿色创新能力的可靠依据。

### 参考文献:

- [1] Brawn E, Wield D. Regulations a means for the social control of technology[J]. Technology Analysis and Strategic Management, 1994(3): 497-505.
- [2] 韩晶, 宋涛, 陈超凡. 基于绿色增长的中国区域创新效率研究[J]. 经济社会体制比较, 2013(5): 101-110.
- [3] 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——基于中国高技术产业的经验研究[J]. 科研管理, 2016(2): 65-67.
- [4] Kortelainen M. Dynamic environmental performance analysis: a Malmquist approach [J]. Ecological Economics, 2007(8): 1-15.
- [5] 周五七. 效率增进与技术进步对绿色生产率增长的影响——来自中国 36 个两位数工业行业的实证[J]. 统计与信息论坛, 2014, 29(4): 63-69.
- [6] 林陟峰, 何维达. 产能过剩到供给侧改革视角下一般制造业全要素生产率演变研究[J]. 统计与信息论坛, 2018, 33(2): 51-58.
- [7] 韩晶. 中国区域绿色创新效率研究[J]. 财经问题研究, 2012(11): 131-134.
- [8] 汪传旭, 任阳军. 高技术产业绿色创新效率的空间溢出效应[J]. 产经评论, 2016(11): 77-83.
- [9] 钱丽, 肖任桥, 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——基于共同前沿理论和 DEA 模型[J]. 经济理论与经济管理, 2015(1): 25-36.
- [10] 沈能, 周晶晶. 技术异质性视角下的我国绿色创新效率及关键因素作用机制研究: 基于 HybridDEA 和结构化方程模型[J]. 管理工程学报, 2018(4): 48-53.
- [11] 肖黎明, 高军峰, 刘帅. 基于空间梯度的我国地区绿色技术创新效率的变化趋势——省际面板数据的经验分析[J]. 中国软科学, 2017, 31(9): 65-68.
- [12] Kaoru T. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2001, 3(130): 498-509.
- [13] 孔晓妮, 邓峰. 中国各省区绿色创新效率评价及其提升路径研究——基于影响因素的分析[J]. 新疆大学学报(哲学人文社会科学版), 2015, 43(4): 15-17.
- [14] 李金艳, 李泽宇, 李超. 城市绿色创新效率实证研究——来自长江中游城市群的证据[J]. 江西财经大学学报, 2016(6): 5-14.
- [15] 于明超, 申俊喜. 区域异质性与创新效率——基于随机前沿模型的分析[J]. 中国软科学, 2010(11): 182-186.
- [16] 惠树鹏, 张威振, 边珺. 工业绿色全要素生产率增长的动力体系及驱动效应研究[J]. 统计与信息论坛, 2017, 32(12): 78-85.
- [17] 郑强, 冉光和. 中国双向 FDI 的绿色生产率溢出效应——基于动态面板模型的实证检验[J]. 统计与信息论坛, 2018, 33(6): 54-61.
- [18] 肖仁桥, 丁娟, 钱丽. 绿色创新绩效评价研究述评[J]. 贵州财经大学学报, 2017(2): 100-110.
- [19] 何小钢. 能源约束、绿色技术创新与可持续增长——理论模型与经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2019(1): 10-18.

- 2015 (4):36-38.
- [20] 李婉红,毕克新,孙冰. 环境规制强度对污染密集行业绿色技术创新的影响研究——基于 2003 ~ 2010 年面板数据的实证研究[J]. 研究与发展管理,2013,25(6):77-80.
- [21] 贾军,张伟. 绿色技术创新中路径依赖及环境规制影响分析[J]. 科学与科学技术管理,2014,35(5):45-50.
- [22] 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):11-16.
- [23] 吴军,魏安喜. 区域经济空间相关性的趋势分析及影响因素[J]. 经济经纬,2018,35(1):1-7.
- [24] 朱丽南,宗刚,陈连磊. 基于 ESDA 方法与空间计量模型的房价溢出效应分析[J]. 工业技术经济,2017(3):98-106.
- [25] 黄奇,苗建军,李敬银,等. 基于绿色增长的工业企业技术创新效率空间外溢效应研究[J]. 经济体制改革,2015(4):109-115.
- [26] 金艳清. FDI 对中部地区产业升级的影响研究[D]. 南昌:南昌大学,2012.
- [27] 王淑英,常乐,张水娟,等. 创新生态系统、溢出效应与区域创新绩效——基于空间杜宾模型的实证研究[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2019(1):107-128.
- [28] 刘翔,李红霞. 我国区域税收空间相关性与增长因素研究[J]. 当代财经,2018(8):22-33.
- [29] 胡宗义,郭晓芳. 湖南省县域经济发展的空间关联及溢出效应研究[J]. 湖南师范大学学报(自然科学版),2019,42(1):1-9.