

# 中国省域绿色创新效率测度及时空演化

贾国蕊

广西大学工商管理学院

DOI:10.12238/ej.v8i3.2380

**[摘要]** 厘清地区绿色创新效率现状,能够为实现“双碳”目标、促进可持续发展提供理论基础与科学支撑。本文运用非期望产出超效率SBM模型,对中国31省2014–2022年间绿色创新效率进行测算,并使用收敛性分析、核密度估计与空间马尔科夫链分析其区域差异及时空演化。结果表明:省域绿色创新效率存在初始水平较低,但增速显著的时序变化;呈现东中高、西部次之、东北最低的空间分布;整体差异趋于收敛,省域发展不平衡现象减弱;地区间空间集聚性明显,“与邻为善”“以邻为壑”的空间溢出效应并存。最后,提出加强区域绿色合作、加快发展数字经济等相关建议。

**[关键词]** 绿色创新效率;超效率SBM模型;时空演化;空间马尔科夫链

**中图分类号:** F626.111 **文献标识码:** A

## Measurement and Spatiotemporal Evolution of Green Innovation Efficiency in Chinese Provinces

Guorui Jia

School of Business, Guangxi University

**[Abstract]** Clarifying the current status of regional green innovation efficiency can provide theoretical basis and scientific support for achieving the "dual carbon" goal and promoting sustainable development. This article uses the unexpected production super efficiency SBM model to measure the green innovation efficiency of 31 provinces in China from 2014 to 2022, and uses convergence analysis, kernel density estimation, and spatial Markov chain analysis to analyze their regional differences and spatiotemporal evolution. The results indicate that there is a significant temporal variation in the initial level but growth rate of green innovation efficiency in provincial areas; Presenting a spatial distribution of high in the east, followed by the west, and lowest in the northeast; The overall differences tend to converge, and the phenomenon of uneven development among provinces weakens; The spatial agglomeration between regions is obvious, and the spatial spillover effects of "being kind to neighbors" and "being a beggar thy neighbor" coexist. Finally, according to the research findings, relevant suggestions are proposed to strengthen regional green cooperation and accelerate the development of the digital economy.

**[Key words]** Green Innovation Efficiency; Super-SBM Model; Spatiotemporal Evolution; Spatial Markov Chain

### 引言

坚持创新转型是推动经济社会发展绿色化、低碳化的重要工作<sup>①</sup>,绿色创新也日益成为学者们的研究焦点。整体而言,对绿色创新的定义主要包括三种:绿色创新等同于降低对环境不利影响的创新;绿色创新可视为环境绩效的引入;绿色创新即环境绩效或环境创新的改善<sup>①</sup>。可见,绿色创新的研究同“绩效”高度相关。效率测度的客观方法主要分为非参数估计的数据包络分析与基于参数的随机前沿分析两类,如肖黎明等<sup>②</sup>使用随机前沿分析对中国省际绿色创新效率及空间溢出性进行了研究,

薛丹等<sup>③</sup>则使用数据包络分析评价中国30省绿色创新效率。近年来,数据包络分析中纳入非期望产出的超效率SBM模型基于非人为指定生产函数、可排序、更全面、精确度高等优势,逐渐成为主流。

在评价指标选取中,对绿色创新效率的衡量不仅应包括生态效益,也应考虑经济效益<sup>①</sup>。以往指标选取中多以规模以上工业企业为基准,将R&D人员全时当量、R&D经费内部支出、地区能源消费总量纳为投入因素,将专利申请数、新产品销售收入等列为期望的经济产出,工业废水、废气、固体废物产生及排放量等

归为非期望的环境产出<sup>[3]</sup>。考虑到本研究以省份为基础研究对象,而进行科技创新活动的通常为政府、研究机构及高新技术企业等主体,本文采取信息传输、软件和信息技术服务业与公共服务及管理组织用电量之和表征各省绿色创新的能源投入,以期提高度量结果的精确性。此外,大多研究聚焦于地区绿色创新效率影响因素的探究,而较少有研究侧重对其区域差异及时空演化的梳理。综上,本文可能的边际贡献在于:一是研究方法上,调整了省域绿色创新效率的部分指标,使其更贴近现实情况;二是研究内容上,注重对省域差异及演化趋势的分析,能够为区域绿色合作提供一定的政策支持。

### 1 研究方法与指标选取

#### 1.1 研究方法

##### 1.1.1 超效率SBM模型

由于绿色创新效率的具体生产函数形式未知,为规避设定偏误以及解决输入输出的非零松弛问题和非期望产出问题,本文主要运用超效率SBM模型对中国各省绿色创新效率进行评估。首先,将各省视  $n$  作个独立的决策单元(DMU),假设每个DMU由  $m$  个投入指标,  $p_1$  个期望产出和  $p_2$  个非期望产出3部分构成。设  $x \in R^m, y^d \in R^{p_1}, y^u \in R^{p_2}$ , 构建模型如下:

$$\begin{aligned} X &= [x_1, x_2, \dots, x_n] \in R^{m \times n}, \\ Y^d &= [y_1^d, y_2^d, \dots, y_n^d] \in R^{p_1 \times n}, \\ Y^u &= [y_1^u, y_2^u, \dots, y_n^u] \in R^{p_2 \times n}, \end{aligned}$$

$$\rho = \min \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left( \frac{s_i^-}{x_{ik}} \right)}{1 - \frac{1}{p_1 + p_2} \left( \sum_{r=1}^{p_1} \frac{s_r^+}{y_{rk}^d} + \sum_{t=1}^{p_2} \frac{s_t^u}{y_{tk}^u} \right)} \quad \#(1)$$

$$s. t. \left\{ \begin{aligned} &\sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j - s_i^- \leq x_{ik} \\ &\sum_{j=1, j \neq k}^n y_{rj}^d \lambda_j + s_r^+ \leq y_{rk}^d \\ &\sum_{j=1, j \neq k}^n y_{tj}^u \lambda_j - s_t^u \leq y_{tk}^u \\ &1 - \frac{1}{p_1 + p_2} \left( \sum_{r=1}^{p_1} \frac{s_r^+}{y_{rk}^d} + \sum_{t=1}^{p_2} \frac{s_t^u}{y_{tk}^u} \right) > 0 \\ &\lambda_j, s_i^-, s_r^+ \geq 0 \\ &i = 1, \dots, m \\ &r = 1, \dots, p_1 \\ &t = 1, \dots, p_2 \\ &j = 1, \dots, n (j \neq k) \end{aligned} \right.$$

式(1)中,  $X$ 、 $Y^d$  和  $Y^u$  分别为投入变量、期望产出变量和非期望产出变量;  $P$  为效率值;  $i$  为投入;  $r$  为期望产出;  $t$  为非期望产出;  $j$  为决策单元;  $K$  为被决策单元;  $s_i^-$ 、 $s_r^+$ 、 $s_t^u$  分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛变量。

##### 1.1.2 区域差异收敛性度量方法

为定量分析各省绿色创新效率区域差异的收敛态势,又考虑到不同方法对数据的敏感程度不同<sup>[4]</sup>,本文选用标准差(S)、变异系数(CV)、泰尔指数(Theil)、基尼系数(Gini),并取这几种方法所测得的均值综合衡量区域差异。

##### 1.1.3 区域差异时空演变度量方法

(1) 三维核密度估计。为研究各省绿色创新效率区域差异的时序演进特征,本文采用三维核密度估计模型进行可视化分析。作为一种非参数估计法,核密度估计通过平滑估计衡量随机变量分布形态,可在一定程度上避免因函数预设导致的估测偏差。设一组随机变量的概率密度函数为  $f(x)$ , 见式:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K \left( \frac{X_i - x}{h} \right) \quad \#(2)$$

式中:  $N$  为样本数量;  $h$  为带宽,最佳  $h$  的选择应使积分均方误差最小;  $K(\cdot)$  为核密度函数,本研究选用高斯核函数;  $X_i$  为独立同分布的样本值;  $x$  为平均值。

(2) 空间马尔科夫链。本文采用空间马尔科夫链对省域绿色创新效率区域差异的空间演化趋势进行估测分析。空间马尔科夫链将传统马尔科夫链与空间滞后算子结合,不仅可以反映各级绿色创新效率演进过程中动态转移概率,更可分析邻近区域绿色创新效率对本区域动态演变的影响。本文采用空间滞后算子为  $wY$ , 其中  $w$  为经济距离矩阵,  $Y$  为各省绿色创新效率<sup>[4]</sup>。对所有时期  $t$  和所有状态  $i$ 、 $j$ , 满足如下公式:

$$\begin{aligned} P\{X(t+1) = j | X(t) = i, X(t-1) = i_{t-1}, \dots, X(0) = i_0\} \\ = P\{X(t+1) = j | X(t) = i\} \quad \#(3) \end{aligned}$$

随机变量从  $X_i$  状态转移到  $X_j$  状态的概率称为状态转移概率  $P_{ij}$  可通过式求得

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad \#(4)$$

其中,  $n_{ij}$  为状态  $i$  转变为状态  $j$  的次数,  $n_i$  为状态  $i$  出现的总次数。空间马尔科夫链以某一省份在初始年份的空间滞后类型为条件,把  $N \times N$  的传统马尔科夫转移概率矩阵分解为  $N \times N \times N$  的条件转移概率矩阵,此时,  $P_{ij}$  表示该省份在时期  $a$  空间滞后类型为  $k$  的情况下,由  $a$  时期的  $i$  类型转移到  $a+1$  时期的  $j$  类型的概率。

1.2 指标选取

本研究根据绿色创新定义,综合借鉴王惠<sup>[1]</sup>、薛丹<sup>[3]</sup>等的研究设计,选取投入指标、期望产出指标与非期望产出指标如表1所示。

表1 省域绿色创新效率指标体系

目标层	指标类别	指标名称	单位
投入 指标	人力投入	研究与试验发展(R&D)人员全时当量	人·年
		研究与试验发展(R&D)经费内部支出	万元
	资金投入	新产品开发经费支出	万元
		信息传输、软件和信息技术服务业与公共服	
能源投入	务及管理组织用电量之和	万千瓦时	
产出 指标	期望产出	国内三种专利申请授权数合计	件
		新产品销售收入	万元
	非期望产出	工业废水主要污染物排放量	吨
		工业二氧化硫排放总量	吨
		一般工业固体废物产生量	万吨

数据来源于《中国电力统计年鉴》《中国科技年鉴》《中国环境年鉴》及各省统计年鉴,缺失数据使用插值法补齐。

2 结果与分析

2.1 绿色创新效率的时空特征

运用超效率SBM模型测算出各省(市、自治区)及四大经济分区的全局绿色创新效率值如表2所示。可见,我国省域绿色创新效率在时序方面存在明显的增长趋势。首先,从绿色创新效率演化来看,各省初始水平偏低,但涨势明显。大多数省份2022年的绿色创新效率较2014年增幅可观。28省实现了绿色创新效率的增长,占比90.3%,其中增速最快为广东、青海、江西、山西及河北,年均增幅分别为11.3%、10%、8.4%、8.3%及8.3%,涨幅均超过130%。仅重庆、天津及新疆3省绿色创新效率值存在微弱降幅,占比9.7%。究其原因,3省皆统计初期效率水平较高,因此末期实现突破难度较大。其次,从绿色创新效率的有效性来看,统计初期仅新疆、西藏、天津、河南及重庆5省达到有效水平,占比16.1%,而统计末期则有17省超过有效阈值,占比54.9%,涨幅明显。

在空间方面,省域绿色创新效率存在区域差异大且两极差距增强的演变特征。首先,东中部省份绿色创新效率较高,西部

地区次之,东北地区效率最低。2022年,东部、中部地区绿色创新效率均值已实现有效,分别为1.09、1.03。统计期内,西部地区均值由0.5左右升至0.7,而东北地区效率水平则由0.3左右上升至0.5,仅达到西部地区的初始水平。其次,从区域效率水平极差来看,2022年极差由2014年的1.04上升至1.24,高低两极间差距变大。说明低效区域增长速度未超越高效区域,尚未打破自身经济模式局限,使得效率值整体范围扩大。整体而言,绿色创新效率的空间发展格局同我国经济发展态势一致。东部地区经济水平领先,发展资金雄厚,因此更可更有效地开发绿色创新科技、促进经济环境协同,中部地区则由于地理优势,可承接东部地区的科技信息转移,西部地区则更多接受国家政策扶持,巩固自然条件优势。而东北地区受限于经济模式、历史因素及地理区位,难以破除人才流失、资源耗竭、经济放缓等多重困境。

2.2 绿色创新效率区域差异的收敛性分析

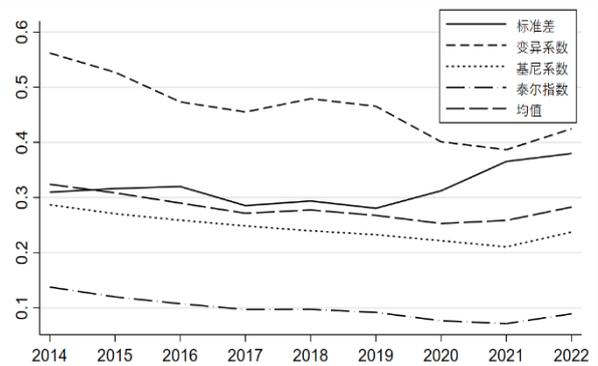


图1 效率区域差异收敛性分析(2014-2022)

2.3 绿色创新效率区域差异的时序演变

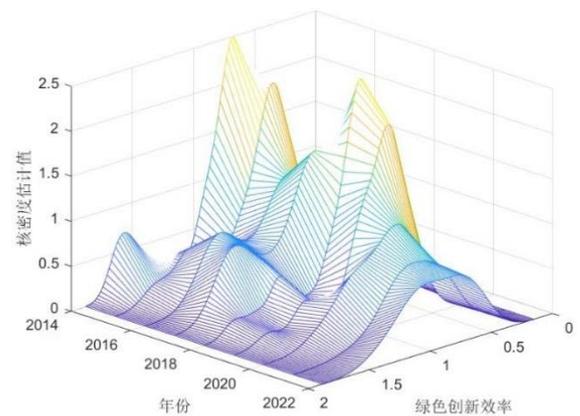


图2 三维核密度分布图(2014-2022)

本文参考郭海红<sup>[4]</sup>的研究方法,分别计算省域绿色创新效率的标准差、泰尔指数、基尼系数、变异系数及四项均值,以对其区域差异的动态收敛趋势进行综合考察。由图1可见,首先,四种不同方法测算出的差异程度有所区别,由高至低分别为基尼系数、标准差、四项均值、基尼系数及泰尔指数。其次,区域间差异的变化趋势大体一致,除标准差外,皆呈现稳步下降趋势,

表 2 中国省域绿色创新效率

地区	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
北京	0.45	0.59	0.77	0.91	1.10	1.18	1.08	1.11	1.10
天津	1.14	1.04	1.12	0.76	0.69	0.71	0.81	1.11	1.06
河北	0.40	0.39	0.42	0.39	0.50	0.61	0.72	1.16	1.15
上海	0.48	0.44	0.60	0.82	0.70	1.09	1.03	1.06	0.84
江苏	0.83	0.85	1.06	0.83	0.71	0.67	1.11	1.45	1.47
浙江	0.97	1.40	1.24	1.00	1.27	1.16	1.36	1.40	1.41
福建	0.36	0.46	0.46	0.38	0.50	0.42	0.62	0.54	0.44
山东	0.55	0.56	0.55	0.56	0.47	0.49	0.83	1.31	1.28
广东	0.60	0.69	0.87	1.08	1.44	1.46	1.48	1.62	1.62
海南	0.32	0.35	1.03	0.34	0.35	0.33	0.66	1.07	0.57
东部均值	0.61	0.68	0.81	0.71	0.77	0.81	0.97	1.18	1.09
辽宁	0.36	0.34	0.41	0.42	0.41	0.37	0.44	0.49	0.47
吉林	0.36	0.46	1.05	1.02	0.40	0.61	0.61	0.60	0.50
黑龙江	0.25	0.31	0.32	0.36	0.48	0.39	0.48	0.73	0.64
东北均值	0.32	0.37	0.59	0.60	0.43	0.46	0.51	0.61	0.54
山西	0.33	0.36	0.44	0.50	0.45	0.47	0.54	0.63	1.08
安徽	0.56	0.56	0.74	0.61	0.60	0.58	0.75	0.81	1.18
江西	0.39	0.47	0.53	0.52	0.50	0.69	0.73	1.12	1.15
河南	1.13	1.13	1.12	1.10	1.09	0.63	0.99	1.13	1.17
湖北	0.41	0.44	0.47	0.50	0.49	0.48	0.51	0.71	0.78
湖南	0.60	0.67	1.09	0.64	0.57	0.44	0.52	0.65	0.82
中部均值	0.57	0.61	0.73	0.65	0.62	0.55	0.67	0.84	1.03
重庆	1.05	1.11	1.07	1.09	0.58	0.49	0.65	0.69	0.62
四川	0.34	0.42	0.34	0.35	0.36	0.33	0.34	0.45	0.39
贵州	0.34	0.41	0.33	0.32	0.39	0.44	0.59	1.06	0.38
广西	0.41	0.68	1.04	1.05	1.07	0.68	1.06	1.06	0.80
云南	0.44	0.34	0.31	0.32	0.40	0.39	0.48	0.55	0.42
西藏	1.20	1.04	1.08	1.10	0.89	0.83	1.30	1.88	1.62
陕西	0.21	0.27	0.34	0.26	0.26	0.26	0.30	0.47	0.39
甘肃	0.35	0.41	0.43	0.42	0.41	0.44	1.01	1.06	0.50
青海	0.16	0.28	0.38	0.41	0.46	0.45	1.04	1.09	1.06
宁夏	0.42	0.46	0.43	0.53	0.53	0.45	0.51	0.57	0.64
新疆	1.20	1.29	0.60	0.42	0.57	0.72	1.11	1.14	1.13
内蒙古	0.48	0.38	0.30	0.44	0.37	0.45	0.47	0.55	1.03
西部均值	0.55	0.59	0.55	0.56	0.52	0.49	0.74	0.88	0.75

势,仅2022年实现小幅回升。省域绿色创新效率标准差曲线整体上浮,但变异系数仍呈下降态势,表明各省效率均值水平提升,一定程度上抵消了区域间数值差异扩张。综上可见,统计期内中国省域绿色创新效率的区域差距总体上存在收敛趋势,这说明在当前经济条件及发展状态下,国内绿色创新发展可实现区域协同共进。

本研究采用三维核密度估计,对2014-2022年中国31省份绿色创新效率差异的动态演进过程进行直观分析,见图2。

首先,从位置分布来看,绿色创新效率峰值集中在0.6左右,并呈现向高位偏移的趋势,说明2014年以来各省绿色创新效率大多尚未达到有效水平,但近年来持续向更高水平演变。其次,从峰度强弱来看,省域绿色创新效率水平在2020年前峰势强劲,仅2017左右出现短暂下降,而2020年后图形整体峰度出现较大幅度下降,波峰型形状由尖转宽,说明各地绿色创新效率数值在有效水平附近存在局部发散。再次,从波峰数量来看,图形呈现显著的“双峰-单峰”形态,2020年前位于1.5与0.8水平处的高低两座波峰在1处实现聚合,表明各省绿色创新效率的两极分化现象逐步减弱,整体差异缩小至有效阈值附近。最后,从尾部走势来看,各省核密度曲线在统计期内存在向高位水平拖长的左尾,但逐步向右侧中等水平位移,尾部呈现缩短态势,进一步说明随着时间的持续,中国各省间的绿色创新效率差异在逐渐减小。

表3 传统及空间马尔科夫转移概率矩阵

空间滞后类型	类型	L	M	H
无滞后	L	0.678	0.287	0.034
	M	0.143	0.607	0.250
	H	0.039	0.130	0.831
L	L	0.714	0.286	0
	M	0.400	0.600	0
	H	0	0	1.000
M	L	0.824	0.147	0.029
	M	0.095	0.571	0.333
	H	0.048	0.143	0.810
H	L	0.538	0.410	0.051
	M	0.138	0.621	0.241
	H	0.041	0.143	0.816

综合核密度曲线各类特征可见,中国各省绿色创新效率整体发展向高向好,虽曾存在一定程度的两极分布,但省域发展不平衡的现象正趋于改善。

2.4 绿色创新效率区域差异的空间演变

为考察区域内农业碳汇效率演进趋势及特征,本文借鉴郭海红<sup>[4]</sup>、章坤<sup>[5]</sup>等的研究设计,使用三分位法,将中国31省绿色创新效率划分为低(L)、中(M)、高(H)三等,构建考虑空间滞后因素的空间马尔科夫转移概率矩阵,并与传统马尔科夫转移概率矩阵做比较。最终绘制出的各等级演变分布概率结果见表3,其中对角线元素表示效率保持原状的概率,非对角线上的元素表示各类效率向不同等级转移的概率。

在未纳入空间滞后因素的传统马尔科夫转移概率矩阵中,可见两个典型特征,一是各省绿色创新效率存在“俱乐部效应”,即各类效率维持自身稳态的概率较高,主要体现在矩阵对角线概率中。其中H型区域保持原状的概率最高,为83.1%,且向M型与L型转移的概率分别为13%与3.9%,反映了绿色创新效率高等级区域的时空持续性。L型区域向上转移的概率达32.2%,但主要为向M型迁移,概率达28.7%,实现跨界增长为H型的概率仅3.4%,说明绿色创新低效区域爆发式增长的概率较低,难以直接突破自身瓶颈。M型区域可向两端转移,但向上迁移的概率为25%,大于向下迁移的概率14.3%,说明中等效率省份发展前景良好。

比较纳入空间滞后因素后的空间马尔科夫矩阵与传统马尔科夫矩阵结果可见,空间滞后因素对省域绿色创新效率具有显著影响。主要体现为以下三点:第一,空间滞后因素影响各类型绿色创新效率的稳定程度。在不同空间滞后类型L、M、H的影响下,类型L的稳态概率分别为71.4%、82.4%、53.8%,类型M的稳态概率分别为60%、57.1%、62.1%,类型H的稳态概率分别为100%、81%、81.6%,而在传统的马尔科夫矩阵中,类型L、M、H的稳态概率分别为67.8%、60.7%、83.1%。受影响最大的是类型L,在空间滞后类型为H时,其稳态概率由67.8%下降为53.8%,说明在绿色创新高效区域的空间溢出效应下,低效区域实现效率改善的可能性增加,有助于突破劣势屏障。

第二,不同空间滞后类型下,各省绿色创新效率的正负向溢出效应不同。与低效区域相邻时,L、M型区域向H型区域变化的概率分别由3.4%、25%降低至0%,而维持L型稳态或向L型迁移的概率分别由67.8%、14.3%提高至71.4%与40%,表明低效省份间对彼此存在阻碍作用,形成“向底线赛跑”的非理想状态。反之,与高效区域相邻时,其正向溢出作用可使L型向上迁移的概率由32.2%上升至46.2%,转移至M型或H型的概率皆可获得一定程度提高。第三,各类型区域存在不同优势合作路径。当L型与H型邻近时,L型获得改善的概率最高,且H型稳态概率为100%,因此高低两极区域合作能够取得更为理想的积极作用。当M型互相邻近时,效率优化概率由25%上升至33.3%,且恶化概率由14.3%降低至9.5%,因此中等效率区域可优先选择同类互补,资源互通的道路。

### 3 结论

本研究采用纳入非期望产出的超效率SBM模型, 在对中国31省2014-2022年共9年间绿色创新效率进行科学测度的基础上, 综合运用收敛性分析、三维核密度估计与空间马尔科夫链对区域差异变化及时空演化脉络进行梳理与绘制。结果如下: ①时序上, 省域初始绿色创新效率处于低位, 但增长态势明显; ②空间上, 呈现东中高、西部偏低、东北最低的空间分布; ③区域差异表现出收敛态势, 省域发展不平衡现象得到一定改善; ④不同类型区域皆表现出空间集聚性, 但对邻域的空间溢出效应存在正负向之分。

综上, 提出政策建议如下: ①加强区域绿色合作, 促进效率协同提升。实证结果表明, 绿色创新效率高低效区域间合作、中等效率区域内部合作, 可实现绿色创新效益最大化。结合地理区位, 可优先加强东部与东北地区省域间、中部与西部地区省域间能源、科技、人才合作的顶层设计, 弱化政策壁垒, 构建一体化绿色技术平台, 畅通合作落地道路。②推动数字经济发展, 共享绿色创新价值。完善创新专利机制, 建立数字化平台, 降低绿色技术传递成本, 形成发达地区首创、欠发达地区学习的绿色技术共享模式, 达到绿色创新影响范围与价值实现最优化。③强化绿色发展意识, 重视科技人才作用。完善科技人才培养机制, 构建产学研联合科技人才培养模式, 充分利用政策、经济、社会多方优势, 增强人才绿色研发能力, 同时合理分配科研人才资源, 助

力全国平衡发展。

#### [注释]

①见: 中华人民共和国中央人民政府网, [https://www.gov.cn/zhengce/202408/content\\_6967663.htm](https://www.gov.cn/zhengce/202408/content_6967663.htm).

#### [参考文献]

[1]王惠, 王树乔, 苗壮. 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, 37(02): 63-71.

[2]肖黎明, 高军峰, 韩彬. 中国省际绿色创新效率的空间溢出效应——同质性和异质性检验[J]. 工业技术经济, 2018, 37(4): 30-8.

[3]薛丹, 李现总. 人口老龄化对中国绿色创新效率的影响研究[J]. 西北人口, 2024, 45(03): 92-103.

[4]郭海红, 刘新民. 中国农业绿色全要素生产率时空演变[J]. 中国管理科学, 2020, 28(09): 66-75.

[5]章坤, 谢朝武, 章屹祯. 中国赴东盟旅游安全事件集群强度: 时空分异、动态演变及驱动因素[J]. 人文地理, 2023, 38(06): 148-59.

#### 作者简介:

贾国蕊(1998--), 女, 汉族, 河北衡水人, 硕士研究生, 研究方向: 技术经济及管理。