

中国区域绿色创新效率时空 跃迁及收敛趋势研究^①

吕岩威¹ 谢雁翔¹ 楼贤骏^{1,2}

(1. 山东大学商学院; 2. 上海银行股份有限公司)

研究目标: 揭示中国区域绿色创新效率的时空跃迁特征及收敛性。**研究方法:** 基于 2006~2016 年中国 30 个省份的面板数据, 构建 SBM-DEA 模型对中国各省份绿色创新效率进行测度, 并建立空间计量模型考察其时空跃迁特征及收敛性。**研究发现:** 中国区域绿色创新效率存在较大的空间差异, 呈现显著的正向空间相关性; 中国区域绿色创新效率时空跃迁类型表现出高度的空间稳定性, 时空演变具有较强的路径依赖特征; 中国各地区绿色创新效率存在显著的绝对 β 空间收敛和条件 β 空间收敛特征, 不同地区的影响因素不尽相同。**研究创新:** 将“创新失败”“环境污染”因素作为非期望产出, 纳入绿色创新效率的测度框架; 采用空间相关性分析探讨区域绿色创新效率的跃迁路径; 构建空间滞后模型和空间误差模型, 将空间因素对收敛性的影响考虑在内。**研究价值:** 有利于缩小区域绿色创新发展差距, 实现经济协调可持续发展。

关键词 绿色创新效率 时空跃迁 空间效应 β 收敛

中图分类号 F124.3 **文献标识码**

引言

改革开放以来, 中国经济持续高速增长, 但区域的差距也越来越大, 如何缩小差距、促进区域经济协调发展已成为当前社会关注的热点问题。技术创新作为经济增长的内生动力, 是导致不同区域经济差距的根本源泉 (Grossman 和 Helpman, 1994)。Archibugi 和 Pianta (1994) 发现, 在一国技术创新能力存在收敛趋势的情况下, 该国人均产出或人均生产率也很有可能呈现收敛趋势。可见, 区域间技术创新能力的差异很大程度上决定了经济增长的差异, 缩小区域间技术创新能力的差距无疑将为促进区域经济收敛起到重要作用。然而, 传统的技术创新在促进经济快速增长的同时, 也使得人类赖以生存的生态环境遭到破坏, 导致经济发展与生态环境不协调。据《2018 年全球环境绩效指数》, 中国的环境绩效指数在全球 180 个经济体中居第 120 位, 空气质量指数居第 177 位, 反映出经济迅速增长给环境带来的负效应。因此, 绿色创新成为推动我国实现可持续发展的有效途径, 更是各国经济发展的新增长点。近年来, 中共中央把生态文明建设摆在全局工作的突出地位, 坚持节约资源和保护

^① 本论文获得山东省社科规划基金项目 (18DJJJ10) “山东省技术创新效率的空间差异、影响因素及其传导机制研究”、山东省自然科学基金项目 (ZR2017MG032) “山东省创新驱动效率的时空演变、驱动机制与路径设计研究”的资助。

环境的基本国策,绿色和创新成为驱动传统工业转型发展的两个最关键因子。党的十九大报告明确提出要坚定不移贯彻“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念,推进绿色发展,构建市场导向的绿色技术创新体系。可见,绿色创新被寄予借助新知识、新技术实现降低环境污染的期望,同时企业也能够从中得到相应的经济效益,实现经济和环境的协调发展。实施绿色创新,其核心是提高创新资源的利用效率,减少经济增长对环境的破坏,关键在于各地区绿色创新能力的提高和绿色创新效率的改善。因此,各地区在推进绿色创新的进程中,除了应加大对节能减排、环境保护等绿色技术研发的投入外,绿色创新的效率问题同样不容忽视。

从现有研究来看,目前对绿色创新效率的测度主要以非参数法为主,尤其集中在以处理多投入多产出变量见长的数据包络分析法(DEA)及其各类扩展模型上。国外学者 Chung 等(1997)提出了方向性距离函数,把污染物作为对环境的负产出纳入效率分析框架,为测算环境约束下的效率提供了方法论支撑。国内学者罗良文和梁圣蓉(2016)、钱丽等(2018)将环境负荷视做非期望产出,运用各类扩展的 DEA 模型对中国区域绿色创新效率进行测算,均发现中国绿色创新效率存在“东高西低”的区域差异。而关于绿色创新效率的收敛性问题,目前的研究主要集中在创新效率或创新能力的收敛性方面。国外学者 Szajt(2018)基于 β 收敛和时空模型考察了 OECD 国家创新水平的演变趋势。国内学者白俊红等(2008)、樊华和周德群(2012)分析了中国省域创新效率的收敛性,潘雄锋和刘凤朝(2010)、李小胜和朱建平(2013)分别对中国各地区工业企业、大中型企业创新效率的收敛性进行分析,马大来等(2017)基于空间经济学视角分析了中国区域创新效率的收敛性。

上述研究对本文的展开具有重要启示,但也存在以下有待研究的问题:一是已有文献大多是基于“创新成功”视角对区域绿色创新效率进行分析,而忽略了“创新失败”因素的影响。二是已有文献大多是将研究区域视为一个完全同质的封闭系统,忽略了地理空间上的联系对区域绿色创新效率的影响。三是已有文献对区域创新效率收敛性的研究相对较多,但鲜有文献从绿色创新视角展开。有鉴于此,本文将在以下三个方面做出拓展:第一,重新定义创新活动的投入、产出指标,将“创新失败”“环境污染”因素纳入非期望产出,构建 SBM-DEA 效率测度模型对中国区域绿色创新效率进行重新测算。第二,将空间因素纳入研究框架,运用全域、局域空间自相关统计量分别从整体和局部角度对区域绿色创新效率的空间相关性进行分析,并借助 Rey 和 Janikas(2006)提出的时空跃迁方法,探讨各省份及其邻近区域绿色创新效率的时空跃迁类型与路径。第三,构建绝对 β 空间收敛模型和条件 β 空间收敛模型分别对全国总体及东、中、西部地区绿色创新效率的收敛性进行检验,探讨影响其收敛的主要因素,并提出政策建议。

一、模型与方法

1. SBM-DEA 效率测度模型

传统的 DEA 模型大多属于径向和角度的度量,不能充分考虑到投入产出的松弛性问题,也不能准确地度量当存在非期望产出时的效率值。为克服这些缺陷, Tone(2001)提出了基于松弛变量的非径向、非角度的 SBM-DEA 模型。假设生产系统有 n 个决策单元,每个决策单元均有投入 X 、期望产出 Y^g 和非期望产出 Y^b 三个向量,其元素可以表示成 $x \in R^m$, $y^g \in R^{S_1}$ 及 $y^b \in R^{S_2}$, 定义矩阵 X , Y^g , Y^b 如下: $X = [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$, $Y^g = [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{S_1 \times n}$, $Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{S_2 \times n}$, 其中, $x_i > 0$, $y_i^g > 0$ 和 $y_i^b > 0$ ($i =$

1, 2, ..., n)。则 SBM-DEA 效率测度模型可以表示成:

$$\rho = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right)}$$

$$\text{s. t.} \begin{cases} x_0 = X\lambda + s^- \\ y_0^g = Y^g\lambda - s^g \\ y_0^b = Y^b\lambda + s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, s^- 、 s^g 和 s^b 分别表示投入、期望产出和非期望产出的松弛量, λ 是权重向量, 目标函数 ρ 是关于 s^- , s^g , s^b 严格单调递减的, 且 $0 \leq \rho \leq 1$ 。当 $\rho=1$, 即 s^- 、 s^g 、 s^b 均为 0 时, 说明决策单元是有效率的; 如果 $\rho < 1$, 则说明决策单元存在要素冗余, 可以通过优化配置来改善效率。

2. 空间相关性检验

考察区域绿色创新效率的时空跃迁特征及空间收敛性, 首先需要对其是否存在空间自相关性进行检验。在空间统计学中, 一般通过全域空间自相关指数 (*Global Moran's I*) 和局域空间自相关指数 (*Local Moran's I*) 进行空间自相关检验。

(1) 全域空间自相关指数。全域空间自相关分析是从区域空间的整体上刻画数据值的空间分布特征, 其公式为:

$$\text{Global Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (2)$$

式(2)中, x_i 表示 i 地区的观测值, W_{ij} 、 S^2 分别为其均值、方差, W_{ij} 为空间权重矩阵元素, 分别以 1 和 0 表示 i 地区和 j 地区在空间属性上的邻接关系。*Global Moran's I* 的取值范围为 $[-1, 1]$, 该指数值越趋向于 1, 表示数据的高值及低值按类别分别在空间上集聚, 空间正相关性越强; 指数值越趋向于 -1, 表示数据的高值及低值在空间上相互集聚, 空间负相关性越强; 指数值趋向于 0, 表示数据之间相互独立, 在空间上随机分布。

(2) 局域空间自相关指数。局域空间自相关分析是将研究单元划分为若干个区域单元, 从微观角度对区域单元之间的空间相关性进行研究, 其公式为:

$$\text{Local Moran's } I = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})}{S^2} \quad (3)$$

式(3)中, x_i 、 $\bar{x}$ 、 S^2 、 W_{ij} 等符号的定义同式(2), *Local Moran's I* 的取值范围为 $[-1, 1]$, 指数值为正表示区域单元周围相似性(高高或低低)的空间集聚, 指数值为负表示区域单元周围非相似性(高低或低高)的空间集聚。

3. 收敛性检验

(1) 传统收敛模型。 β 收敛是收敛模型中最常用的方法, 包括绝对 β 收敛和条件 β 收敛。绝对 β 收敛是不考虑外界因素的影响, 地区间产生趋同的趋势, 而条件 β 收敛是将外界因素

考虑在内,地区间也出现趋同的趋势。

借鉴 Barro 和 Sala-I-Martin (1997) 的论证方法,传统绝对 β 收敛模型的形式为:

$$\ln(EFF_{i+1}/EFF_i) = \alpha + \beta \ln EFF_i + \epsilon_i \quad (4)$$

式 (4) 中, EFF_{i+1}/EFF_i 表示 i 地区的绿色创新效率在第 t 期的增长率, EFF_i 表示 i 地区在第 t 期的绿色创新效率, α 为常数项, β 为收敛系数, ϵ_i 为随机误差项。若 β 小于 0, 说明区域间存在绝对 β 收敛; 若 β 大于 0, 说明各地区趋于发散。

条件 β 收敛模型是在绝对 β 收敛模型的基础上加入控制变量, 其形式为

$$\ln(EFF_{i+1}/EFF_i) = \alpha + \beta \ln EFF_i + \gamma Xit + \epsilon_i \quad (5)$$

式 (5) 中, Xit 表示控制变量, γ 表示控制变量的系数, 其他变量含义与式 (4) 相同。此外, 由 β 收敛系数可计算出考察期 T 内的收敛速度 s 和收敛的半生命周期 τ , 公式为:

$$s = -\ln(1 - |\beta|)/T, \tau = \ln(2)/s \quad (6)$$

(2) 考虑空间效应的收敛模型。进一步将空间效应引入传统收敛模型之中, 分别建立空间滞后模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM) 进行收敛性分析。其中, 绝对 β 收敛和条件 β 收敛的空间滞后模型 (SAR) 形式分别为:

$$\ln(EFF_{i+1}/EFF_i) = \alpha + \beta \ln EFF_i + \rho W(\ln(EFF_{i+1}/EFF_i)) + \epsilon_i \quad (7)$$

$$\ln(EFF_{i+1}/EFF_i) = \alpha + \beta \ln EFF_i + \rho W(\ln(EFF_{i+1}/EFF_i)) + \gamma Xit + \epsilon_i \quad (8)$$

式 (7)、式 (8) 中, W 为 $n \times n$ 阶的空间权重矩阵, ρ 为空间滞后系数, 反映了样本观测值的空间依赖作用, ϵ_i 为随机误差项。

绝对 β 收敛和条件 β 收敛的空间误差模型 (SEM) 形式分别为:

$$\ln(EFF_{i+1}/EFF_i) = \alpha + \beta \ln EFF_i + (I - \lambda W)^{-1} \mu_i \quad (9)$$

$$\ln(EFF_{i+1}/EFF_i) = \alpha + \beta \ln EFF_i + \gamma Xit + (I - \lambda W)^{-1} \mu_i \quad (10)$$

式 (9)、式 (10) 中, λ 为空间误差系数, 反映了存在于误差项之中的空间依赖作用, μ_i 为正态分布的随机误差项。

二、变量与数据

结合已有文献资料, 重新定义区域创新活动的投入产出指标, 其中创新投入指标包括 R&D 全时人员当量和 R&D 资本存量, 创新期望产出指标包括发明专利申请授权数和新产品销售收入, 非期望产出包括工业废水排放量、工业废气排放量、银行不良贷款同比比率。对各指标的设定与数据处理说明如下:

对于创新活动的投入, 从研发人员投入和资金投入两个方面表征。在研发人员投入方面, 为了更好地衡量创新活动中研发人员的人力投入量和实际工作时间, 选取各地区 R&D 人员全时当量这一指标进行衡量。在资金投入方面, 考虑到前期投资积累对创新产出的影响, 采用永续盘存法核算各地区的 R&D 资本存量, 公式为: $K_i = (1 - \delta) \times K_{i(t-1)} + R_{i(t-1)}$, 其中, K_i 、 $K_{i(t-1)}$ 分别表示第 i 地区在第 t 和 $t-1$ 期的 R&D 资本存量, δ 表示 R&D 资本存量的折旧率, 设为 15% (Hu 等, 2005; 吴延兵, 2006), $R_{i(t-1)}$ 表示 i 地区在 $t-1$ 期的实际 R&D 经费内部支出, 用名义支出除以 R&D 价格指数得到。借鉴吕岩威和李

平(2016)的研究方法,R&D价格指数采用 $0.85 \times \text{居民消费价格指数} + 0.15 \times \text{固定资产投资价格指数}$ 计算,各地区基期R&D资本存量 K_{i0} 的公式为: $K_{i0} = R_{i0} / (g + \delta)$, g 是R&D经费内部支出的增长率。由此,计算出以2006年为基期的各地区R&D资本存量。

对于创新活动的期望产出,从知识技术产出和产品产出两个角度考量。对于知识技术产出,考虑到在发明、实用新型和外观设计三种专利类型中,发明专利的技术含量更高,更能体现地区的原始创新能力,且又较少地受到专利审核授权机构的限制,选取发明专利申请授权数这一指标表征创新的知识技术产出。对于产品产出,从科技成果转化维度反映一个地区的创新成果,新产品销售收入是一个很好的衡量指标。鉴于《中国科技统计年鉴》自2011年开始对新产品销售收入的统计口径从“大中型工业企业”改为“规模以上工业企业”,分别以各地区大中型工业企业新产品销售收入(2006~2010年)、规模以上工业企业的新产品销售收入(2011~2016年)作为期望产出。需要说明的是,由于本文对区域绿色创新效率的测算均为同年度内的截面比较,对这一指标无须进行统计口径调整与价格平减。

对于创新活动的非期望产出,从“创新失败”和“环境污染”两个因素考量。对于“创新失败”因素,熊彼特(1912)认为创新是建立一种新的生产函数以获取潜在的超额利润,这清晰反映出创新的目的是获取超额利润。获取了经济利润,创新就是成功的;反之,创新则是失败的。因此,以是否获取经济利润作为创新成功或失败的标志。考虑到“创新失败”一方面会对企业从商业银行已取得贷款的正常偿还产生影响;另一方面,为了缓解资金压力,企业可能会向商业银行申请增加贷款,如果无法通过利润弥补则会形成不良贷款^①。因此,以商业银行不良贷款金额同比比率表征“创新失败”。对于“环境污染”因素,已有文献通常用“三废”污染物(即工业废水、废气和固体废弃物)的排放量代表非期望产出,但考虑到近年来中国工业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^②。因此,选取工业废水排放量、工业废气排放量表征“环境污染”。

以2006~2016年中国30个省份为研究对象(由于数据所限,不含西藏、香港、澳门、台湾)。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国金融年鉴》以及各省份统计年鉴,描述性统计结果如表1所示。

表1 描述性统计

指标类型	指 标	样本量	平均值	标准差	最大值	最小值
创新投入	R&D全时人员当量(万人年)	330	9.4078	10.4808	54.3438	0.1209
	R&D资本存量(亿元)	330	818.9507	1049.1931	5601.1389	5.6559
期望产出	发明专利申请授权数(万个)	330	0.3980	0.6654	4.0952	0.0023
	新产品销售收入(亿元)	330	3244.6316	4853.4196	28671.4109	8.5659
非期望产出	商业银行不良贷款金额同比比率	330	1.0974	0.4244	3.3967	0.1386
	工业废水排放量(亿吨)	330	7.4487	6.2555	28.7181	0.5782
	工业废气排放量(亿标准立方米)	330	18613.1578	14659.2264	82589.5883	860.0000

① 根据1998年中国人民银行制定的《贷款分类指导原则》,商业银行依据借款人的实际还款能力进行贷款质量的五级分类,即按风险程度将贷款划分为五类:正常、关注、次级、可疑、损失,后三种为不良贷款。

② 根据《中国统计年鉴》(2017),2016年我国一般工业固体废弃物处置利用率已达80.73%,倾倒丢弃量占产生量比例仅为0.01%。

三、实证分析

1. 绿色创新效率的测度及分析

运用 SBM-DEA 模型对中国各省份 2006~2016 年的绿色创新效率进行测算, 所得结果如表 2 所示。从表 2 中可以看出, 2006~2016 年, 全国绿色创新效率均值为 0.5833, 东部地区为 0.7852, 中部地区为 0.4969, 西部地区为 0.4444。可见, 东部地区的绿色创新效率值远高于全国平均水平, 中、西部地区的绿色创新效率值低于全国平均水平, 且东、中部地区之间的差距远高于中、西部地区之间的差距。这一方面说明东部地区的创新机制尤其是创新资源配置机制运行良好, 有效激发了其创新活力, 另一方面也说明中、西部地区在创新发展过程中, 出现了技术和经济脱节的现象, 导致创新未能对经济发展起到应有的促进作用。

从各省份来看, 2006~2016 年, 绿色创新效率均值排名前十位的省份除重庆、湖南外均为东部地区, 依次为北京、上海、广东、天津、重庆、海南、湖南、江苏、山东和浙江。绿色创新效率均值排名后十位的省份除河北外均为中、西部地区, 依次为陕西、黑龙江、新疆、江西、河北、山西、甘肃、宁夏、内蒙古和青海。此外, 仅北京、上海、广东、天津、重庆连续多年处在绿色创新效率的生产前沿边界上, 其投入产出组合最有效率。其余省份仅有个别年份在生产前沿边界上或均不在生产前沿边界上, 说明这些省份存在投入产出改进的必要性和效率提升的空间, 应合理地利用创新资源, 避免盲目投入而导致要素闲置和浪费。

由此可见, 中国各地区绿色创新效率呈现较大差异, 具有从东部向中、西部地区递减的阶梯型分布特征, 并表现出一定的空间集聚现象。为了检验这种空间集聚现象是随机发生的还是存在特定的分布规律, 有必要进一步对绿色创新效率的空间分布规律进行深入探讨。

表 2 2006~2016 年中国区域绿色创新效率测算结果

年份 省份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	均 值
北京	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
天津	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
河北	0.2729	0.2806	0.3010	0.2481	0.2795	0.2930	0.4218	0.4173	0.4097	0.3694	0.3536	0.3315
山西	0.3235	0.2971	0.2872	0.2696	0.2693	0.3398	0.3461	0.3738	0.3671	0.3598	0.2825	0.3196
内蒙古	0.3267	0.3505	0.3265	0.2209	0.2526	0.2014	0.2468	0.2355	0.1859	0.1769	0.1793	0.2457
辽宁	0.3660	0.3540	0.3877	0.4423	0.4015	0.4341	0.4874	0.5504	0.4755	0.4818	0.3806	0.4328
吉林	0.5377	0.4834	0.5807	1.0000	0.6140	0.6148	0.7155	0.4052	0.4695	0.4572	0.5433	0.5838
黑龙江	0.3232	0.3519	0.2964	0.3303	0.3594	0.3289	0.3879	0.4006	0.3851	0.4023	0.3321	0.3544
上海	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
江苏	0.4038	1.0000	0.6848	0.6689	0.6345	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.8538
浙江	0.5240	1.0000	0.5415	0.5358	0.6470	0.8543	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.8275
安徽	0.2879	0.3150	0.3361	0.3322	0.4804	0.4652	0.6740	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.6264
福建	0.4805	0.4801	0.4401	0.3421	0.4415	0.3999	0.5385	0.4833	0.4427	0.4441	0.4248	0.4471
江西	0.2571	0.2962	0.2865	0.2218	0.2431	0.2530	0.4027	0.4568	0.4436	0.4061	0.5577	0.3477
山东	0.5382	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.7081	0.5522	0.5783	0.8521
河南	0.2930	0.3372	0.4006	0.3110	0.3242	0.3557	0.3954	0.5140	0.4864	0.4759	0.4539	0.3952
湖北	0.4241	0.4023	0.4917	0.3493	0.4368	0.4367	0.5570	0.5579	0.5641	0.5875	0.5440	0.4865
湖南	1.0000	1.0000	0.6105	0.6280	0.6144	0.6259	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.8617

(续)

年份 省份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	均 值
广东	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
广西	0.4511	0.5508	0.4438	0.4092	0.4100	0.3720	0.4771	0.5988	1.0000	1.0000	1.0000	0.6102
海南	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.4835	0.3256	0.8917
重庆	1.0000	1.0000	1.0000	0.6821	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9711
四川	0.3163	0.3090	0.3054	0.3716	0.3780	0.4708	0.4902	0.5172	0.5242	0.5405	0.4969	0.4291
贵州	0.6032	1.0000	0.4990	0.4127	0.4962	0.5465	0.4382	0.4868	0.6982	0.4680	0.4982	0.5588
云南	1.0000	1.0000	0.4407	0.3763	0.4230	0.4980	0.6175	0.6367	0.6034	0.4025	0.3122	0.5737
陕西	0.2457	0.2653	0.2608	0.2772	0.3486	0.4351	0.4385	0.4520	0.4588	0.4256	0.3807	0.3626
甘肃	0.2517	0.2663	0.2297	0.1930	0.2716	0.3546	0.3888	0.4553	0.4384	0.3485	0.2491	0.3133
青海	0.2345	0.1817	0.2562	0.2029	0.1147	0.0909	0.1270	0.1294	0.1107	0.2042	0.2523	0.1731
宁夏	0.3898	0.1308	0.2490	0.2056	0.1941	0.2150	0.3288	0.4468	0.3919	0.4020	0.3376	0.2992
新疆	0.3679	0.3066	0.3127	0.2038	0.3019	0.2960	0.3540	0.4543	0.5312	0.4131	0.3231	0.3513
全国	0.5406	0.5986	0.5323	0.5078	0.5312	0.5627	0.6278	0.6524	0.6565	0.6134	0.5935	0.5833
东部	0.6896	0.8286	0.7596	0.7488	0.7640	0.8165	0.8589	0.8592	0.8215	0.7574	0.7330	0.7852
中部	0.4308	0.4354	0.4112	0.4303	0.4177	0.4275	0.5598	0.5885	0.5895	0.5861	0.5892	0.4969
西部	0.4715	0.4874	0.3931	0.3232	0.3810	0.4073	0.4461	0.4921	0.5402	0.4892	0.4572	0.4444

2. 绿色创新效率的空间相关性检验

(1) 全域空间相关性检验。利用 Geoda 软件测算出 2006~2016 年中国区域绿色创新效率的 *Global Moran's I* (见表 3)。结果显示, 考察期内所有年份的 *Global Moran's I* 均大于 0 且通过了显著性检验, 表明中国区域绿色创新效率的空间分布并不是随机的, 而是呈现出明显的正向空间相关性, 绿色创新效率高(或低)的省份往往相邻。从 *Global Moran's I* 的演变趋势看, *Global Moran's I* 大致呈现出“N”形波动上升的趋势, 从 2006 年的 0.1982 上升到 2007 年的 0.3558, 继而下降到 2009 年的 0.1742, 之后又上升到 2016 年的 0.4795, 说明随着时间演变, 中国区域绿色创新效率的空间相关性在波动中逐渐增强。

表 3 2006~2016 年中国区域绿色创新效率 *Global Moran's I* 及其检验结果

年份 指标	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<i>Moran's I</i>	0.1982	0.3558	0.2072	0.1742	0.2131	0.2774
Z 值	1.8894	3.1314	1.9684	1.697	2.0156	2.5259
P 值	0.0588 *	0.0017***	0.0490**	0.0897 *	0.0438**	0.0115**
年份 指标	2012	2013	2014	2015	2016	均 值
<i>Moran's I</i>	0.3542	0.4139	0.4624	0.4291	0.4795	0.3846
Z 值	3.1379	3.6202	4.0161	3.743	4.1429	3.3885
P 值	0.0017***	0.0003***	0.0001***	0.0002***	0.0000***	0.0007***

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

(2) 局域空间相关性检验。利用 Geoda 软件得出 2006~2016 年中国各省份绿色创新效率均值的 *Moran's I* 散点图 (见图 1)。可以看出, 在 30 个省份中, 北京、天津、江苏、

上海、浙江、安徽、湖南、广东、广西、海南位于第一象限，即“高高—高效型”集聚；山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、河南、湖北、四川、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆位于第三象限，即“低低—低效型”集聚；河北、福建、江西、贵州位于第二象限，即“低高一空心型”集聚；山东、重庆位于第四象限，即“高低—极化型”集聚。

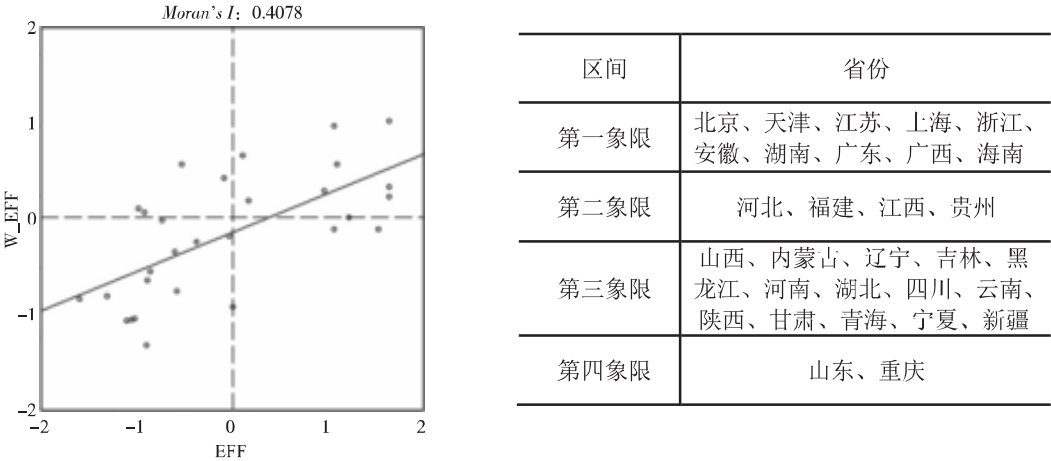


图 1 2006~2016 年中国各省份绿色创新效率均值的 Moran's I 散点图及解析

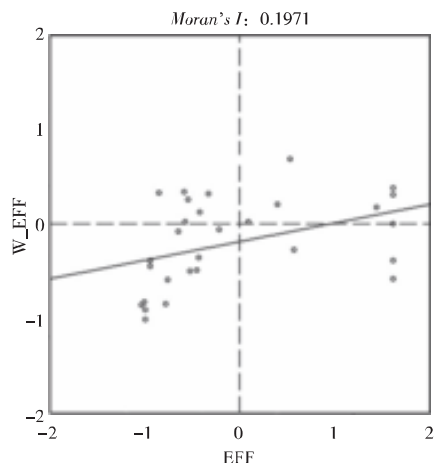
由此可知，绝大多数省份（24 个）落在了第一、三象限，呈现正的空间相关性，仅有小部分省份（6 个）落在了第二、四象限，呈现负的空间相关性。考察期内中国区域绿色创新效率的空间分布整体上呈现出“高高—高效型”集聚与“低低—低效型”集聚模式的正向空间相关性，即高绿色创新效率省份往往与其他绿色创新效率水平较高的省份相邻，而低绿色创新效率省份往往为其他绿色创新效率水平较低的省份所包围。可见，如果忽略了空间因素的影响，模型的估计结果将会与实际情况存在较大的偏差，在考察区域绿色创新效率时空跃迁和收敛趋势时，应将空间效应考虑在内。

3. 绿色创新效率的时空跃迁分析

从 Global Moran's I 不难发现，中国区域绿色创新效率空间相关性的波谷数据 (0.1742) 出现在 2009 年，而波峰数据 (0.4795) 出现在 2016 年，进一步以这两个年份作为时间节点，计算出这两个年份的 Local Moran's I 值，并通过 Moran's I 散点图的变化反映各省份绿色创新效率时空跃迁的类型特征。

图 2 显示了 2009 年中国各省份绿色创新效率的 Moran's I 散点图。可以看出，位于第一象限“高高—高效型”和第三象限“低低—低效型”的省份数量达到 21 个，占研究样本数量的 70%，说明 2009 年中国区域绿色创新效率在空间上表现出明显的正向空间相关性。其中，位于第一象限“高高—高效型”的省份有 8 个，且以东部省份为主，分别为北京、天津、上海、江苏、浙江、湖南、广东、海南，形成了以北京、天津为核心的首都高效率圈、以上海、江苏和浙江为核心的长三角高效率圈以及以广东、湖南、海南为核心的环粤高效率圈。位于第三象限“低低—低效型”集聚的省份有 13 个，且以中、西部省份为主，分别为山西、内蒙古、辽宁、江西、河南、湖北、四川、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆，这些省份创新发展相对滞后，效率水平较低。可见，2009 年中国区域绿色创新效率整体水

平相对较低,在空间分布上存在显著的空间异质性,这种空间异质性通过“高高—高效型”、“低低—低效型”省份的集聚区域鲜明地体现出来。



区间	省份
第一象限	北京、天津、上海、江苏、浙江、湖南、广东、海南
第二象限	河北、黑龙江、安徽、福建、广西、贵州
第三象限	山西、内蒙古、辽宁、江西、河南、湖北、四川、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆
第四象限	吉林、山东、重庆

图2 2009年中国各省份绿色创新效率 Moran's I 散点图及解析

进一步考察位于第二象限“低高一空心型”、第四象限“高低—极化型”的非典型地区。作为偏离全局正向空间相关性的地区,这两类省份数量相对较少,位于第二象限“低高一空心型”的省份有6个,分别为河北、黑龙江、安徽、福建、广西、贵州。其中,河北虽然与北京、天津等高绿色创新效率省份相邻,但并未有效吸纳其空间溢出效应,形成了效率洼地。同样的情况适用于毗邻吉林的黑龙江,毗邻江苏、浙江、山东的安徽,毗邻浙江、广东的福建,毗邻广东、湖南的广西以及毗邻重庆、湖南的贵州。位于第四象限的“高低—极化型”的省份仅有3个,分别为吉林、山东和重庆。与邻近省份相比,这3个省份绿色创新效率相对较高,但对于邻近省份空间溢出效应较小,辐射带动作用有限。

图3显示了2016年中国各省份绿色创新效率的 Moran's I 散点图,可以看出,位于第一象限“高高—高效型”和第三象限“低低—低效型”的省份数量增长到22个,空间正相关性进一步增强。其中,位于第一象限“高高—高效型”的省份有10个,与2009年相比,减少了海南,增加了安徽、山东和广西。其中,安徽、广西由“低高一空心型”转变为“高高—高效型”,说明这两个省份分别在以上海、江苏、浙江为核心的长三角创新高效率圈和以广东、湖南为核心的环粤创新高效率圈的辐射带动下,实现了绿色创新效率的跃升。山东由“高低—极化型”转变为“高高—高效型”,则主要是由于其邻近省份安徽绿色创新效率的提升,使得山东邻近高绿色创新效率省份数量增多。位于第三象限“低低—低效型”的省份有12个,与2009年相比,减少了江西、河南、湖北和云南,增加了河北、吉林和黑龙江。其中,河北由“低高一空心型”转变为“低低—低效型”,主要是由于受到“虹吸效应”的影响,河北创新经济发展滞后,在京津冀一体化协同创新发展过程中出现了脱节,进而与山西、内蒙古、辽宁、河南等绿色创新效率水平较低的邻近省份形成“低低—低效型”集聚。吉林由“高低—极化型”转变为“低低—低效型”,说明在东北经济衰退的大背景下,政府虽给予大力资金支持,但该省的创新活力却并没有迸发。受吉林绿色创新效率下降的影响,黑龙江则由“低高一空心型”转变为“低低—低效型”。

位于第二象限“低高一空心型”的省份有7个,与2009年相比,新增加了江西、河南、

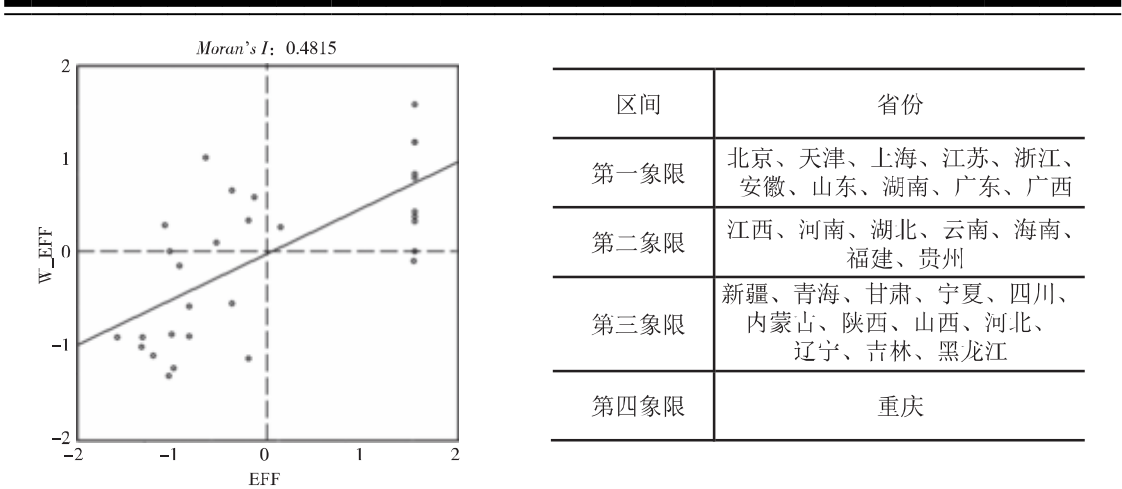


图3 2016年中国各省份绿色创新效率 Moran's I 散点图及解析

湖北、海南和云南。其中，江西、河南、湖北、云南由“低低—低效型”转变为“低高一空心型”，说明这些省份在发展过程中，绿色创新效率并没有显著提升，与邻近省份的差距越来越大，从而形成了新的效率洼地。海南由“高高—高效型”转变为“低高一空心型”，是由于其近两年绿色创新效率下降所致。与2014年相比，海南2016年的创新产出并没有显著提升，但创新投入却大幅增加。位于第四象限“低高一空心型”的省份仅有重庆，作为西南地区的经济龙头，重庆持续保持了较高水平的绿色创新效率，但对周边省份的吸纳效应大于溢出效应，导致其与周边省份的差距越来越大，两极分化现象十分突出。针对研究单元在不同时点的空间关联类型跃迁变化，进一步采用Rey和Janikas（2006）提出的时空跃迁方法对中国区域绿色创新效率的时空跃迁类型与路径进行研究，空间关联类型可以被归为以下四种：类型Ⅰ是指某一研究单元的空间关联类型不变，其相关空间邻近省域的空间关联类型发生跃迁；类型Ⅱ是指某一研究单元与其相关空间邻近省域的空间关联类型一同发生变化，呈现象限对角线上的跃迁；类型Ⅲ是指某一研究单元的空间关联类型发生改变，而与其相关空间邻近省域的空间关联类型未发生变化；类型Ⅳ是指某一研究单元与其相关空间邻近省域的空间关联类型都没有发生跃迁。

由此得出中国区域绿色创新效率的时空跃迁类型与路径（见表4），属于类型Ⅰ的跃迁路径主要包括低效型与空心型之间的跃迁，如河北、黑龙江、江西、河南、湖北和云南；或极化型与高效型之间的跃迁，如山东。属于类型Ⅱ的跃迁路径中没有发生跃迁的省份。属于类型Ⅲ的跃迁路径主要包括高效型和空心型之间的跃迁，如海南、安徽和广西；或低效型和极化型之间的跃迁，如吉林。其余19个省份属于类型Ⅳ，未发生跃迁。

表4 中国区域绿色创新效率的时空跃迁类型与路径

跃迁类型	跃迁路径	代表地区
类型Ⅰ：研究单元不变，邻近单元发生跃迁	高效型→极化型	/
	极化型→高效型	山东
	低效型→空心型	江西、河南、湖北、云南
	空心型→低效型	河北、黑龙江

(续)		
跃迁类型	跃迁路径	代表地区
类型Ⅱ：研究单元自身跃迁，邻近单元发生跃迁	高效型→低效型	/
	低效型→高效型	/
	空心型→极化型	/
	极化型→空心型	/
类型Ⅲ：研究单元自身跃迁，邻近单元不变	高效型→空心型	海南
	空心型→高效型	安徽、广西
	低效型→极化型	/
	极化型→低效型	吉林
类型Ⅳ：研究单元不变，邻近单元不变	未发生跃迁	其余 19 个省份

可见，中国区域绿色创新效率具有明显的空间集聚性和低流动性特征，跃迁类型表现出高度的空间稳定性，大多数省份并未脱离其原来的集聚范畴，“核心—边缘”空间分布格局已初步形成并产生“锁定”，时空演变具有较强的路径依赖特征。在发生跃迁的小部分省份中，以从低效型（第三象限）到空心型跃迁的省份数量最多，说明这些省份虽然自身的绿色创新效率变化不大，但邻近省份的绿色创新效率大幅提升。从空心型到低效型、空心型到高效型跃迁的省份数量次之，说明这些省份在空间作用下，已演变为符合“核心—边缘”理论的空间结构模式。

4. 绿色创新效率的收敛趋势分析

(1) 绝对 β 收敛分析。鉴于中国区域绿色创新效率存在显著的空间相关特征，传统的 β 收敛模型很可能由于忽略空间相关而导致设定错误，不能很好地拟合数据。因此，在采用传统 β 收敛模型进行分析的基础上，进一步纳入空间效应进行绝对 β 收敛检验。即首先应用经典面板数据模型（OLS）对不考虑空间效应的中国区域绿色创新效率绝对 β 收敛趋势进行模拟，并检验回归残差的空间相关性，选择合适的空间计量模型（见表5）。其次，构建空间滞后模型（SAR）和空间误差模型（SEM）对考虑了空间效应的中国区域绿色创新效率绝对 β 空间收敛趋势进行空间计量分析（见表6）。

从表5可以看出，无论是全国总体还是东、中、西部地区， β 系数都小于0且均通过了5%的显著性检验，说明在不考虑空间效应的情况下，全国总体及东、中、西部地区均存在绝对 β 收敛，即绿色创新效率低的地区增长率较高，各地区最终将收敛于某一稳态。进一步计算出不同区域的收敛速度 s 和半生命周期 τ ，全国总体的收敛速度为0.0075，半生命周期为92.0422年；东、中、西部地区的收敛速度分别为0.0098、0.0111、0.0110，半生命周期分别为71.0912、62.7010、63.1701年。可见，东部地区收敛速度较慢，半生命周期相对较长；中、西部地区收敛速度较快，半生命周期相对较短。

表5 传统绝对 β 收敛模型参数估计及检验结果

变 量	全 国	东部地区	中部地区	西部地区
α	-0.0449** (0.0262)	-0.0258 (0.2445)	-0.0596 (0.2164)	-0.1136** (0.0254)

(续)

变 量	全 国	东部地区	中部地区	西部地区
β	-0.0795*** (0.0000)	-0.1017** (0.0160)	-0.1145** (0.0344)	-0.1137** (0.0136)
s	0.0075	0.0098	0.0111	0.0110
τ (年)	92.0422	71.0912	62.7010	63.1701
R^2	0.0388	0.0525	0.0561	0.0551
$Rbar^2$	0.0355	0.0432	0.0440	0.0463
Log (L)	32.1328	29.6664	20.2969	-6.9469
LM (LAG)	20.3135*** (0.0000)	11.4233*** (0.0010)	3.4953* (0.0620)	4.7786** (0.0290)
$R-LM$ (LAG)	4.4865** (0.0340)	1.3692 (0.2420)	0.0921 (0.7620)	0.2452 (0.6200)
LM (ERR)	23.7195*** (0.0000)	10.3433*** (0.0010)	3.4032* (0.0650)	5.3640** (0.0210)
$R-LM$ (ERR)	7.8925*** (0.0050)	0.2892 (0.5910)	0.0000 (0.9999)	0.8305 (0.3620)

注：括号内的数值为 p 值；*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。表 6 绝对 β 空间收敛模型参数估计及检验结果

变 量	全 国		东部地区		中部地区		西部地区	
	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型
β	-0.3756*** (0.0000)	-0.3957*** (0.0000)	-0.4515*** (0.0000)	-0.4569*** (0.0000)	-0.2806*** (0.0016)	-0.3265*** (0.0002)	-0.4157*** (0.0000)	-0.4185*** (0.0000)
ρ or λ	0.2220*** (0.0007)	0.2599*** (0.0002)	0.2269*** (0.0083)	0.2170** (0.0209)	0.2361** (0.0193)	0.2330** (0.0165)	0.2590** (0.0162)	0.2480** (0.0356)
s	0.0430	0.0458	0.0546	0.0555	0.0299	0.0359	0.0488	0.0493
τ (年)	16.1345	15.1377	12.6957	12.4899	23.1514	19.2898	14.1895	14.0638
R^2	0.2756	0.2377	0.3479	0.2873	0.0470	0.1723	0.2917	0.2452
$Rbar^2$	0.1894	0.1965	0.2641	0.2410	0.1509	0.1318	0.2216	0.2170
Log (L)	71.9581	73.1208	48.7658	47.5302	27.0672	28.3287	7.7355	7.2787

注：同表 5。

拉格朗日乘数 (LM) 检验结果表明, 全国总体及东、中、西部地区的拉格朗日乘子 LM (LAG) 和 LM (ERR) 均通过了显著性检验, 表明全国总体及东、中、西部地区均存在明显的空间效应, 需要考虑空间滞后项或空间误差项的影响。对于空间滞后模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM) 的选取, 通过比较两个拉格朗日乘数 LM (LAG)、 LM (ERR) 及其稳健形式 $R-LM$ (LAG)、 $R-LM$ (ERR) 的显著性, 由 Anselin 等 (1996) 的判定原则确定。在全国总体、西部地区层面, LM (ERR) 和 LM (LAG) 均通过了显著性检验, 但 LM (ERR) 更显著且 $R-LM$ (ERR) 的显著性高于 $R-LM$ (LAG), 可以判断空间误差模型 (SEM) 是更为合适的模型。对于东部、中部地区, LM (ERR) 和 LM (LAG) 也均通过

了显著性检验,但 $LM(LAG)$ 更显著且 $R-LM(LAG)$ 的显著性高于 $R-LM(ERR)$,可以判断空间滞后模型(SAR)是更为合适的模型。

进一步纳入空间效应分析绝对 β 空间收敛模型的估计结果,从表6可知,无论是全国总体还是东、中、西部地区, β 收敛系数均小于0且通过了1%的显著性检验,说明考虑空间效应后,全国总体及东、中、西部地区仍然存在显著的绝对 β 收敛趋势。从对数似然检验值 $\text{Log}(L)$ 及拟合优度 R^2 可以看出,无论是全国总体还是东、中、西部地区,空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)的各项检验值均优于传统绝对 β 收敛模型检验结果,表明考虑了空间效应的收敛模型更为科学合理。从收敛速度 s 和半生命周期 τ 来看,全国的收敛速度为0.0458,半生命周期为15.1377年;东、中、西部地区的收敛速度分别为0.0546、0.0299、0.0493,半生命周期分别为12.6957、23.1514、14.0638年。可见,将空间效应纳入模型后,中部地区收敛速度较慢,半生命周期相对较长;东、西部地区收敛速度较快,半生命周期相对较短。相较于传统 β 收敛模型测算结果,无论是全国还是东、中、西部地区,考虑空间效应后的收敛速度均明显提高,半生命周期均明显缩短,这在一定程度上说明空间效应对区域绿色创新效率收敛具有明显的促进作用。从空间滞后系数 ρ 和空间误差系数 λ 看,全国总体及东、中、西部地区的系数均显著为正,这在进一步印证空间效应对区域绿色创新效率收敛具有显著正向作用的同时,也表明各地区对共同外生冲击所表现的空间相关性是互补性的关系。

(2) 条件 β 收敛分析。绝对 β 收敛严格假定各地区具有相同的经济特征,而条件 β 收敛放弃了各地区不存在异质性的假设,认为外界因素会对不同地区产生不同作用。因此,在具体考察中国区域绿色创新效率条件 β 收敛趋势时,需要设置相关控制变量,借鉴已有文献的研究,本文选择的控制变量包括:

政府资助(gov):政府可以通过直接或间接的财政支持方式,引导各市场主体参与创新活动,优化资源配置,提升落后地区的绿色创新效率;但过度的干预也会扭曲市场机制,使得区域间不平衡性加剧。本文采用政府科技经费投入占科技经费筹集总额的比例作为政府资助的衡量指标。

金融支持(fin):金融体系是影响技术创新发展的重要制度安排之一,充分利用金融系统实现技术与资本的有效对接,是提升我国技术创新能力的重要途径。尤其是落后地区通过金融支持,可以直接引入现有的成熟技术,提升绿色创新效率,实现区域收敛。本文采用科技经费筹集总额中银行贷款的比例作为金融支持的衡量指标。

产学研合作(cxy):企业、高校和科研机构是区域创新系统内的创新主体和创新的基礎力量,三者之间的交互作用对创新绩效具有重要的影响。本文采用高校和研发机构科技经费筹集总额中企业资金的比例作为产学研合作的衡量指标。

基础设施投资($infr$):基础设施水平改善对各地区技术创新能力有着显著的促进作用。在公路、铁路、通信、能源四类核心基础设施中,通信基础设施对创新可能性的影响最为突出。考虑到信息水平对创新活动的重要性,本文采用邮电业务总量占生产总值的比重作为基础设施投资的衡量指标。

外商直接投资(fdi):外商直接投资作为国际技术溢出的重要载体,是发展中国家提高自身创新能力的重要途径。近年来,我国FDI逐年增加,很多跨国公司都选择在我国投资,进而直接或间接地影响到我国创新水平。本文采用外商直接投资额占地区生产总值的比例作为外商直接投资的衡量指标。

技术转移度 (tdd 和 tdf)：技术转移直接影响着创新主体之间的关系及创新结果，通过技术转移，企业能够不断获得有价值的知识并且促进技术扩散，从而减小地区间的技术差距。本文分别采用技术市场技术流向地域合同金额、国外技术引进合同金额占地区生产总值的比例来表征国内技术转移度 (tdd) 和国外技术转移度 (tdf)。

与绝对 β 收敛一样，首先应用经典面板数据模型 (OLS) 对不考虑空间效应的中国区域绿色创新效率条件 β 收敛趋势进行模拟，并检验回归残差的空间相关性，选择合适的空间计量模型 (见表 7)。其次，构建空间滞后模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM) 对考虑了空间效应的中国区域绿色创新效率条件 β 空间收敛趋势进行空间计量分析 (见表 8)。

表 7 传统条件 β 收敛模型参数估计及检验结果

变 量	全 国	东部地区	中部地区	西部地区
α	-0.1172* (0.0547)	-0.1855** (0.0319)	0.1033 (0.3806)	-0.1123 (0.4218)
β	-0.1433*** (0.0000)	-0.1563*** (0.0017)	-0.2015*** (0.0013)	-0.1998*** (0.0003)
gov	0.0545 (0.6196)	-0.2963 (0.1835)	-0.4839* (0.0730)	0.2976 (0.1330)
fin	0.4357 (0.4665)	0.8882 (0.2930)	-0.4332 (0.7451)	0.2727 (0.8162)
cxy	0.4955** (0.0179)	0.5254* (0.0880)	0.2355 (0.5661)	0.5578 (0.2958)
$infr$	-1.676*** (0.0017)	-0.0584 (0.9440)	-2.6360** (0.0246)	-2.7233*** (0.0037)
fdi	0.0586** (0.0278)	0.0500* (0.0971)	-0.2364 (0.4996)	0.1212 (0.7699)
tdd	-2.7128 (0.1046)	2.8666 (0.2250)	-8.0820 (0.2035)	-12.5762*** (0.0024)
tdf	5.6963** (0.0221)	3.7677 (0.1941)	40.2263* (0.0569)	7.0864 (0.2043)
s	0.0141	0.0155	0.0205	0.0203
τ (年)	49.2968	44.8617	33.8841	34.2074
R^2	0.1188	0.1433	0.1812	0.221
$Rbar^2$	0.0946	0.0754	0.0890	0.1595
Log (L)	45.1802	35.2044	25.9850	3.6870
LM (LAG)	13.1468*** (0.0000)	10.7078*** (0.0010)	2.2020 (0.1380)	3.6499* (0.0560)
$R-LM$ (LAG)	0.7931 (0.3730)	8.7915*** (0.0030)	0.1941 (0.6600)	0.0125 (0.9110)
LM (ERR)	12.3801*** (0.0000)	7.5063*** (0.0060)	2.9219* (0.0870)	4.5057** (0.0340)
$R-LM$ (ERR)	0.0264 (0.8710)	5.5900** (0.0180)	0.9139 (0.3390)	0.8683 (0.3510)

注：同表 5。

表8 条件 β 空间收敛模型参数估计及检验结果

变 量	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型
β	-0.4279*** (0.0000)	-0.4321*** (0.0000)	-0.4737*** (0.0000)	-0.4797*** (0.0000)	-0.4233*** (0.0000)	-0.4384*** (0.0000)	-0.4370*** (0.0000)	-0.4270*** (0.0000)
ρ	0.1770*** (0.0069)	0.2030*** (0.0051)	0.2220** (0.0101)	0.2280** (0.0146)	0.2361** (0.0123)	0.2580*** (0.0070)	0.2150** (0.0429)	0.2820** (0.0145)
gov	0.2432 (0.4811)	0.3723 (0.2872)	0.3460 (0.5240)	0.1258 (0.8164)	-1.4325** (0.0313)	-0.9833* (0.0993)	1.1302* (0.0615)	1.4046** (0.0275)
fin	-1.0945* (0.0885)	-1.1250* (0.0862)	-0.3678 (0.6699)	-0.3319 (0.7223)	-3.2142** (0.0431)	-3.5655*** (0.0082)	-0.0782 (0.9462)	0.2046 (0.8545)
cxy	-0.0461 (0.9104)	0.0612 (0.8722)	0.1546 (0.8445)	0.0634 (0.9378)	0.0100 (0.9563)	0.5724 (0.3203)	-0.6677 (0.3179)	-0.6565 (0.3233)
$infr$	-1.9498*** (0.0005)	-2.1582*** (0.0009)	-0.5626 (0.5299)	-0.0085 (0.9936)	-2.1524* (0.0874)	-1.5636 (0.2467)	-3.8129*** (0.0002)	-4.3572*** (0.0002)
fdi	0.0602* (0.0722)	0.0594* (0.0792)	0.0549 (0.0742)	0.0505 (0.1153)	-0.5530 (0.3422)	-0.8172 (0.1150)	0.7352 (0.3067)	0.7162 (0.3124)
tdd	-1.3550 (0.6032)	-2.1337 (0.4194)	4.0654 (0.1812)	4.2491 (0.1712)	2.6558 (0.7649)	-0.1584 (0.9839)	-11.6550** (0.0165)	-13.9801*** (0.0040)
tdf	3.0025 (0.3333)	2.8761 (0.3589)	4.9585 (0.1717)	4.8516 (0.1987)	34.1448 (0.2773)	24.7387 (0.3721)	2.1397 (0.7133)	3.4974 (0.5415)
s	0.0508	0.0514	0.0584	0.0594	0.0500	0.0525	0.0522	0.0506
τ (4年)	13.6534	13.4756	11.8785	11.6700	13.8520	13.2150	13.2723	13.6919
R^2	0.3249	0.3013	0.3859	0.3246	0.2608	0.3506	0.4013	0.3698
$Rbar^2$	0.2637	0.2636	0.3145	0.2800	0.3258	0.3186	0.3430	0.3462
$\log(L)$	83.2113	83.3799	52.1130	50.7402	37.0289	38.6295	17.2620	17.8619

注：同表5。

由表7可以看出,无论是全国总体还是东、中、西部地区, β 系数都小于0且均通过了1%的显著性检验,说明在不考虑空间效应的情况下,全国总体及东、中、西部地区均存在显著的条件 β 收敛趋势,即随着时间的推移,各地区的绿色创新效率会趋向于各自的稳态水平。从收敛速度与半生命周期来看,全国的收敛速度为0.0141,半生命周期为49.2968年;东、中、西部地区的收敛速度分别为0.0155、0.0205、0.0203,半生命周期分别为44.8617、33.8841、34.2074年。可见,与传统绝对 β 收敛模型所得结果一致,东部地区收敛速度较慢,半生命周期相对较长;中、西部地区收敛速度较快,半生命周期相对较短。但不同的是,加入控制变量后,传统条件 β 收敛模型所得出的收敛速度更快,半生命周期更短,说明本文所引入的控制变量总体上对区域绿色创新效率收敛性产生促进作用。

拉格朗日乘数(LM)检验结果表明,全国总体和东部地区的LM(ER)和LM(LAG)均通过了1%的显著性检验,但LM(LAG)更显著且R-LM(LAG)的显著性高于R-LM(ER),可以判断空间滞后模型(SAR)是更为合适的模型。中部地区的LM(ER)通过了10%的显著性检验,而LM(LAG)不显著可以判断空间误差模型(SEM)是更为合适的模型。西部地区的LM(ER)和LM(LAG)分别通过了5%和10%的显著性检验,LM(ER)更显著且R-LM(ER)的显著性高于R-LM(LAG),可

以判断空间误差模型 (SEM) 是更为合适的模型。

进一步纳入空间效应分析条件 β 空间收敛模型的估计结果, 从表 8 可以看出, 无论是全国总体还是东、中、西部地区, 空间滞后系数 ρ 和空间误差系数 λ 均显著为正, 说明空间效应对区域绿色创新效率收敛具有明显的促进作用。而 β 系数都小于 0 且均通过了 1% 的显著性检验, 说明全国总体及东、中、西部地区均存在显著的条件 β 收敛趋势。与绝对 β 空间收敛模型 (见表 6)、传统条件 β 收敛模型 (见表 7) 估计结果相比, 条件 β 空间收敛模型的对数似然检验值 $\text{Log}(L)$ 拟合优度 R^2 等各项估计值更大, 说明采用条件 β 空间收敛模型更为合适。从收敛速度 s 和半生命周期 τ 来看, 全国总体及东、中、西部地区的收敛速度分别为 0.0508、0.0584、0.0525、0.0506, 半生命周期分别为 13.6534、11.8785、13.2150、13.6919 年。这一结果比绝对 β 空间收敛模型 (见表 6)、传统条件 β 收敛模型 (见表 7) 的收敛速度更快、半生命周期更短, 这也说明空间效应和控制变量均对区域绿色创新效率收敛具有明显的促进作用。

从控制变量看, 在全国层面, 金融支持、基础设施投资、外商直接投资三个变量均通过了显著性检验, 系数分别为 -1.0945、-1.9498 和 0.0602, 表明金融支持、基础设施投资对绿色创新效率增长具有显著的负向影响, 而外商直接投资则具有显著的正向作用。

就金融支持而言, 企业的创新活动离不开金融体系的有效支持, 但在目前的金融体制下, 作为创新主力军、急需信贷资金的民营企业或科技型中小微企业很难获得贷款, 而资金相对充裕的国有企业和大中型企业却备受银行贷款青睐。银行体系所表现出的“所有制歧视”和“规模歧视”现象, 割裂了金融市场的整体性和完整性, 导致金融市场扭曲形成金融错配问题, 抑制了企业的创新活动和绿色创新效率提升。

就基础设施投资而言, 基础设施的完善可以为区域创新活动的开展提供有力的条件支撑, 促进区域绿色创新效率提升。但由政府主导的基础设施投资对区域创新效率也存在特定的负面效应, 即基础设施投资的增加会挤占地方政府对企业绿色创新的补贴和投入, 使其对绿色创新效率的影响从“促进效应”向“抑制效应”转变, 进而引起区域绿色创新效率的损失。

就外商直接投资而言, FDI 带来了先进知识、技术、管理经验和生产工业, 使本地区企业可以近距离地学习、模仿与创新, 提升了自身的绿色创新效率。但 FDI 也加大了内资企业因市场竞争而从事研发创新的压力, 导致内资企业加速科技创新与管理创新, 以实现对外资企业先进技术的赶超, 这种竞争效应迫使内资企业提升绿色创新效率。

在区域层面, 东部地区的外商直接投资对绿色创新效率增长具有显著的正向影响; 中部地区的政府资助和金融支持均对绿色创新效率增长具有显著的负向影响; 西部地区的政府资助对绿色创新效率增长具有显著的正向影响, 但基础设施投资、国内技术转移度对绿色创新效率增长具有显著的负向影响。这表明由于地理位置、要素禀赋、经济发展水平的差异, 各外生性因素对不同地区绿色创新效率增长的影响不尽相同。

四、稳健性检验

为了保证研究结论的可靠性, 本文进行了如下两项稳健性检验: (1) 改变绿色创新效率测度方法。考虑到 SBM-DEA 模型的测度结果存在多个决策单元的效率值同时为 1 而无法比较的问题, 进一步采用 Tone (2002) 提出的 SUPER-SBM 模型重新测算中国区域绿色创新效率, 考察效率测算误差对参数估计的影响。(2) 重新设定空间权重矩阵。空间 0-1 权重矩阵假定地区之间不相邻则没有联系, 这一设定与现实情况并不吻合, 进一步依据 Friso 和 Ti

(2008)的方法构建反距离空间权重矩阵,对 β 空间收敛模型进行重新估计,考察空间权重设定误差对参数估计的影响。综上,分别基于SBM-DEA模型和反距离空间权重矩阵、SUPER-SBM模型和反距离空间权重矩阵、SUPER-SBM模型和0—1空间权重矩阵三种情形对绿色创新效率的空间收敛性进行重新估计,三种情形下的稳健性检验结果如表9所示^①。

表9 绝对 β 空间收敛的稳健性检验回归结果

变 量	基于 SBM-DEA 模型和 反距离空间权重矩阵		基于 SUPER-SBM 模型和 反距离空间权重矩阵		基于 SUPER-SBM 模型和 0—1 空间权重矩阵	
	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型	SAR 模型	SEM 模型
β	-0.3828*** (0.0000)	-0.4137*** (0.0000)	-0.3733*** (0.0000)	-0.3906*** (0.0000)	-0.3786*** (0.0000)	-0.4053*** (0.0000)
ρ or λ	0.2870*** (0.0010)	0.3130*** (0.0003)	0.2159*** (0.0010)	0.2330*** (0.0011)	0.2990*** (0.0006)	0.3499*** (0.0002)
s	0.0439	0.0485	0.0425	0.0450	0.0433	0.0472
τ (年)	15.8003	14.2804	16.3168	15.3945	16.0255	14.6712
R^2	0.2691	0.2375	0.2748	0.2385	0.2720	0.2385
$Rbar^2$	0.1826	0.1965	0.1879	0.1934	0.1815	0.1934
Log (L)	70.8757	72.6965	63.7921	64.6701	63.2323	64.6337***
LM (LAG)	16.0781*** (0.0000)		28.0864*** (0.0000)		18.9246*** (0.0000)***	
R-LM (LAG)	0.2845 (0.5940)		0.0729 (0.7870)		4.1980** (0.0400)***	
LM (ERR)	17.1580*** (0.0000)		29.6162*** (0.0000)		21.9937*** (0.0000)***	
R-LM (ERR)	1.3644 (0.2430)		1.6027 (0.2060)		7.2671*** (0.0070)	

注:同表5。

结果显示,无论是空间滞后模型(SAR)还是空间误差模型(SEM),三种情形下的空间滞后系数或空间误差系数均与上文结果接近,且均通过了5%的显著性检验,说明中国绿色创新效率的空间相关性特征仍然显著存在。从绝对 β 收敛和条件 β 收敛的系数来看,三种情形下的系数值均小于0且通过了1%的显著性检验,表明中国绿色创新效率仍然存在显著的绝对 β 收敛和条件 β 收敛趋势。从条件 β 收敛的影响因素看,各控制变量在三种情形下对绿色创新效率收敛的影响与上文基于SBM-DEA模型和0—1空间权重矩阵情形的估计结果基本一致。这说明虽然效率测度模型、空间权重矩阵的设定形式有所改变,但并没有改变上文的研究结论,回归结果具有稳健性。

五、结论与政策建议

本文基于2006~2016年中国30个省份的面板数据,构建SBM-DEA模型对各省份的绿色创新效率及其区域差异进行测算,并建立空间计量模型探究区域绿色创新效率的时空跃迁特征及收敛趋势。结果表明:

第一,中国区域绿色创新效率存在较大的空间差异性,其空间分布呈现出显著的正向空

① 限于文章篇幅,本文未列出条件 β 空间收敛的稳健性检验回归结果。

间相关性。效率测度结果表明,中国区域绿色创新效率表现为从东部向中、西部地区递减的阶梯型分布特征,且东、中部地区之间的差距远高于中、西部地区之间的差距。*Moran's I* 检验发现,中国区域绿色创新效率呈现出显著的正向空间相关性,表明区域创新活动存在明显的空间溢出和扩散效应,在研究时不应忽视空间效应。

第二,中国区域绿色创新效率时空跃迁类型表现出高度的空间稳定性,时空演变具有较强的路径依赖特征。时空跃迁分析结果表明,中国区域绿色创新效率存在明显的“高高—高效型”和“低低—低效型”各自集聚的空间结构特征和低流动性特征,时空跃迁类型表现出高度的空间稳定性,大多数省份并未脱离其原来的集聚范畴,“核心—边缘”空间分布格局已初步形成并产生“锁定”,时空演变具有较强的路径依赖特征。

第三,中国各地区绿色创新效率不仅存在显著的绝对 β 空间收敛趋势,而且存在显著的条件 β 空间收敛趋势。在全国层面,金融支持、基础设施投资对绿色创新效率收敛具有显著的负向影响,而外商直接投资对绿色创新效率收敛具有显著的正向作用;在区域层面,由于地理位置、要素禀赋、经济发展水平的差异,各外生性因素对不同地区绿色创新效率收敛的影响不尽相同。

针对中国区域绿色创新效率时空跃迁及空间收敛的演变趋势,可以通过引导要素合理流动、优化创新资源配置、激发创新活力等方式,缩小区域间绿色创新效率的差距,促进区域经济协调可持续发展。基于本文的实证研究结论,提出以下政策建议:

(1) 在国家层面统筹区域绿色创新发展策略,采取差异化的政策措施。由于中国区域绿色创新效率存在较大的空间差异性,且外生性因素对不同地区绿色创新效率增长的影响不尽相同。因此,中央政府应因地制宜采取有针对性的、差异化的政策措施。对于拥有良好外部环境、位于效率前沿面的东部发达地区,政府一方面应鼓励东部地区大力开展自主创新、引进消化吸收再创新以及集成创新,以保持技术领先地位和竞争优势;另一方面还应兼顾环境保护,制定比中、西部地区更为严格的且设计恰当的环境规制政策和标准,促使东部地区绿色创新效率迈向更好、更健康的发展水平。对于外部环境相对较差、绿色创新效率低下的中、西部地区,政府一方面应加大对中、西部地区的政策倾斜和财政支持,以政策性的优势抵补区域性的劣势,助推中、西部地区绿色创新水平提升;另一方面还应制定更优惠的政策,引导高质量外资更多地投向中、西部地区,鼓励东部地区向中、西部地区转让符合其生态功能定位的先进技术,以填平中、西部地区的“效率洼地”,缩小东部与中、西部地区之间的差距,实现不同区域之间绿色创新效率收敛。

(2) 高度重视绿色创新活动的空间相关性和非均衡性特征,充分发挥空间溢出效应。由于中国区域绿色创新效率具有显著的正向空间相关性,各省份的绿色创新水平会受到邻近省份的影响。因此,政府首先应高度重视区域绿色创新活动的空间关联,加强相邻地区之间的合作,搭建跨地区的绿色创新合作平台,建立创新资源的共享机制,以优化绿色创新活动的空间布局,发挥各地区的比较优势,避免同一区域产业同质化和恶性竞争。其次,政府应重点关注 *Moran's I* 散点图中“低低—低效型”的省份,以防止这些省份陷入路径依赖的陷阱,被“锁定”在低效率状态。对于这些省份,应在其内部率先培育若干有基础和发展潜力的城市,将其建设成全省绿色创新增长极,并通过支配效应、乘数效应和极化与扩散效应,对周边城市绿色创新活动产生辐射带动作用,进而提升这些省份整体绿色创新效率。最后,对于 *Moran's I* 散点图中“高低—极化型”的省份,政府应深化改革力度,采取富邻措施,通过区域高水平协同创新和专业化产业合作,化“虹吸效应”为“辐射效应”,积极带动周

边落后省份,提升落后省份的追赶效应。

(3) 切实转变政府职能,充分发挥政府在推进企业绿色技术创新中的引导作用。日前在我国绿色创新投入体系中,政府资助对绿色创新效率的影响并不显著,存在一定的“政府失灵”,而金融支持对绿色创新效率的作用显著为负。因此,政府首先应营造公平竞争的创新环境和制度保障,坚持以市场调节为主要手段,减少行政对市场的过度干预和垄断。其次,政府在财税政策等方面应多支持那些急需资金且绿色创新能力强的民营和小微企业,并引导银行加大对这类企业的信贷支持。再次,政府应进一步完善科技政策、科技计划(项目)、创新环境等,以绿色科技项目为引导,鼓励企业与高校、科研院所之间进行技术交流和合作,建立以企业为主体的绿色技术创新体系。最后,政府应倾向于使用财政、经济等手段,建立和完善具有“内在约束力量”的环境经济政策体系,形成企业有效配置环境资源的长效机制,并通过建立绿色创新成果转化机制、强化绿色技术知识产权保护等手段,激发企业进行绿色技术创新的积极性。

参 考 文 献

- [1] Anselin L., Bera A. K., Florax R., Yoon M. J., 1996, *Simple Diagnostical Test for Spatial Dependence* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 26 (1), 77~104.
- [2] Archibugi D., Pianta M., 1994, *Aggregate Convergence and Sectoral Specialization in Innovation* [J], *Journal of Evolutionary Economics*, 4 (1), 17~33.
- [3] Barro R. J., Sala-i-Martin X., 1997, *Technological Diffusion, Convergence and Growth* [J], *Journal of Economic Growth*, 2 (1), 1~26.
- [4] Chung Y. H., Fare R., Grosskopf S., 1997, *Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach* [J], *Journal of Environmental Management*, 51 (3), 229~240.
- [5] Friso S., Tiiu P., 2008, *Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU-25* [J], *Science Regional*, S2, 29~49.
- [6] Grossman G. M., Helpman E., 1994, *Endogenous Innovation in the Theory of Growth* [J], *Journal of Economic Perspectives*, 8 (1), 23~44.
- [7] Hu A. G. Z., Jefferson G. H., Jinchang Q., 2005, *R&D and Technology Transfer: Firm-Level Evidence from Chinese Industry* [J], *Review of Economics and Statistics*, 87 (4), 780~786.
- [8] Rey S. J., Janikas M. V., 2006, *STARS: Space-time Analysis of Regional Systems* [J], *Geographical Analysis*, 38 (1), 67~86.
- [9] Szajt M., 2018, *Patent Activity of OECD Countries in Regional View—Convergence or Maintaining the Status Quo* [J], *Studies of the Industrial Geography Commission of the Polish Geographical Society*, 31 (4), 40~51.
- [10] Tone K., 2001, *A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis* [J], *European Journal of Operational Research*, 130 (3), 498~509.
- [11] Tone K., 2002, *A Slacks-Based Measure of Super-Efficiency in Data Envelopment Analysis* [J], *European Journal of Operational Research*, 143 (1), 32~41.
- [12] 白俊红、江可中、李婧:《中国区域创新效率的收敛性分析》[J],《财贸经济》2008年第9期。
- [13] 樊华、周德群:《中国省域科技创新效率演化及其影响因素研究》[J],《科研管理》2012年第1期。
- [14] 李小胜、朱建平:《中国省际工业企业创新效率及其收敛性研究》[J],《数理统计与管理》2013年第6期。
- [15] 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年第9期。

- [16] 吕岩威、李平：《科技体制改革与创新驱动波及：1998~2013》[J]，《改革》2016年第1期。
- [17] 马大来、陈仲常、王玲：《中国区域创新效率的收敛性研究：基于空间经济学视角》[J]，《管理工程学报》2017年第1期。
- [18] 潘雄锋、刘凤朝：《中国区域工业企业技术创新效率变动及其收敛性研究》[J]，《管理评论》2010年第2期。
- [19] 钱丽、王文平、肖仁桥：《共享投入关联视角下中国区域工业企业绿色创新效率差异研究》[J]，《中国人口·资源与环境》2018年第5期。
- [20] 吴延兵：《R&D存量、知识函数与生产效率》[J]，《经济学（季刊）》2006年第3期。
- [21] 张江雪、朱磊：《基于绿色增长的我国各地区工业企业技术创新效率研究》[J]，《数量经济技术经济研究》2012年第2期。

Study on the Space-time Transition and Convergence Trend of China's Regional Green Innovation Efficiency

Lv Yanwei¹ Xie Yanxiang¹ Lou Xianjun^{1,2}

(1. College of Business, Shandong University; 2. Bank of Shanghai)

Research Objectives: This paper is to reveal the space-time transition characteristics and convergence of regional green innovation efficiency in China. **Research Methods:** Based on the panel data of 30 provinces in mainland China from 2006 to 2016, this paper constructs SBM-DEA model to measure the green innovation efficiency of each province, and then establishes spatial econometric model to examine the space-time transition characteristics and convergence of China's regional green innovation efficiency. **Research Findings:** China's regional green innovation efficiency has large spatial differences and presents a significant positive spatial correlation. The type of space-time transition in China's regional green innovation efficiency reflects a high degree of spatial stability, and the space-time evolution has strong path-dependent characteristics. The green innovation efficiency of each regions in China has significant absolute β -space convergence and conditional β -space convergence characteristics, and the influencing factors of different regions are not the same. **Research Innovations:** This paper incorporates "innovation failure" and "environmental pollution" factors into the analytical framework of green innovation efficiency, and uses spatial correlation analysis to explore the space-time transition characteristics of regional green innovation efficiency; which also constructs spatial autoregressive model and spatial error model, taking into account the influence of spatial factors on convergence. **Research Value:** It will narrow the gap between regional green innovation development and ultimately achieve coordinated and sustainable economic development.

Key Words: Green Innovation Efficiency; Space-time Transition; Spatial Effect; β Convergence

JEL Classification: O32; O33; Q55; R11

(责任编辑：白延涛)